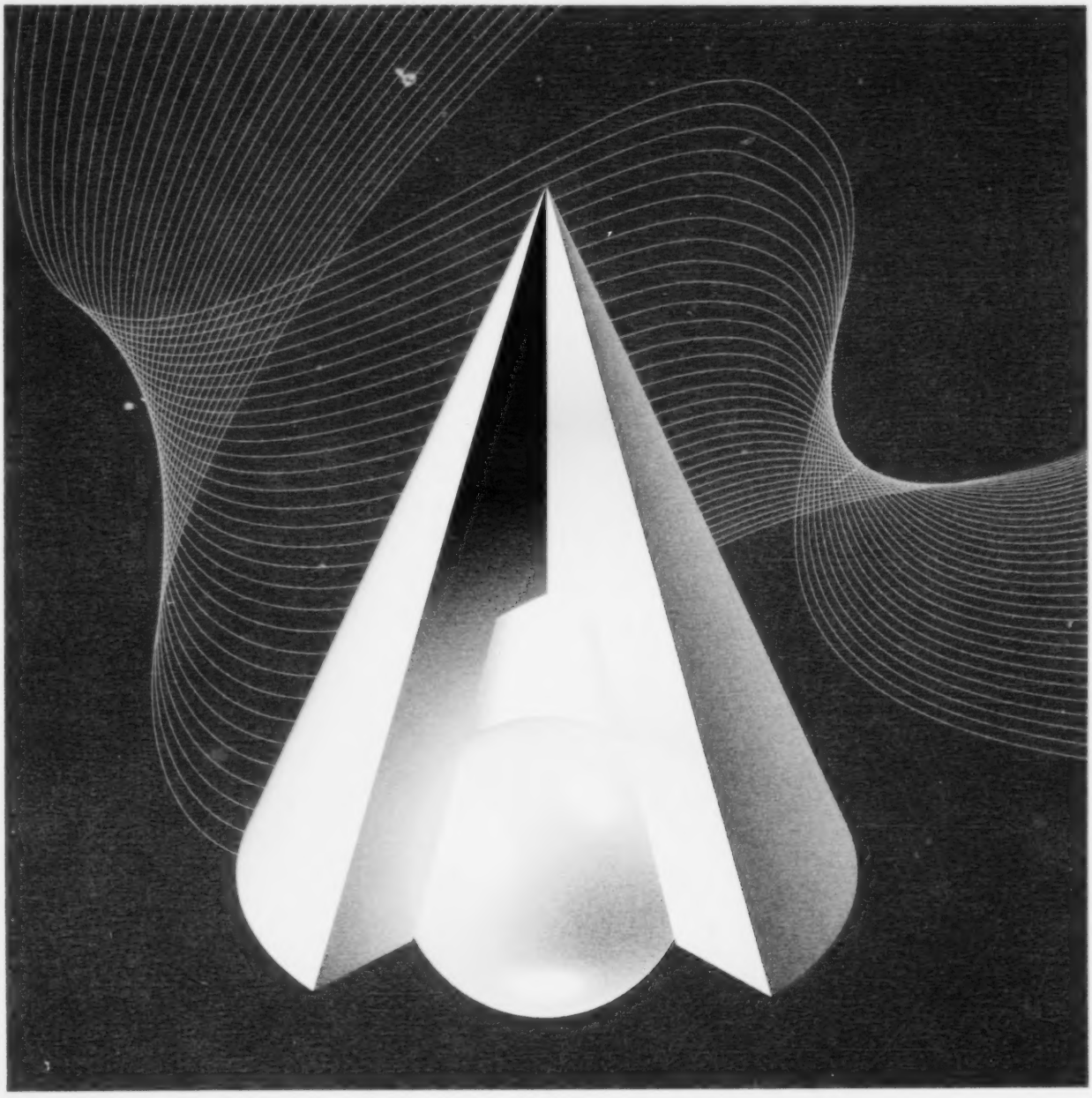
Documents de recherche

Études analytiques

L'incidence des caractéristiques d'une université sur les résultats professionnels après le diplôme : témoignages de trois cohortes canadiennes récemment diplômées

par Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie

N° 292



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires, critiques et suggestions. La liste des titres figure à la fin du document.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ces documents peuvent être téléchargés à partir d'Internet, à l'adresse *www.statcan.ca*. Pour plus d'information, veuillez communiquer avec :

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
613-951-1804
613-951-1667

2008-02966/

L'incidence des caractéristiques d'une université sur les résultats professionnels après le diplôme : témoignages de trois cohortes canadiennes récemment diplômées

par

Julian Betts*, Christopher Ferrall et Ross Finnie*****

11F0019 N° 292
ISSN : 1205-9161
ISBN : 978-0-662-73162-7

Analyse des entreprises et du marché du travail
24-I, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa K1A 0T6
*Julian Betts, UC San Diego
**Christopher Ferral, Université Queen's
***Université Queen's et Statistique Canada 613-951-3962
Télécopieur : 613-951-5403
Courriel : ref@silver.queensu.ca

Ce document peut être consulté sur Internet : www.statcan.ca

Février 2007

Les auteurs tiennent à remercier Statistique Canada et le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada d'avoir parrainé la recherche. Ils remercient également Shafiq Ebrahim, Lorien Rice, Roger Sceviour et Michel Villeneuve pour l'aide à la recherche, deux lecteurs et Jennifer Hunt pour les conseils utiles prodigués. Ils désirent également remercier Sandy Farrar et Ann Dowsett Johnson de Maclean's de leur avoir fourni les données sur les étudiants universitaires de première année.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019MIE, no. 292).

Note de reconnaissance :
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

Sommaire exécutif 4

1. Introduction 8

2. Méthodologie et comparaison avec la littérature américaine 9

3. Les données et le choix des mesures des ressources universitaires 12

4. Résultats 15

5. Conclusion 24

Tableaux et figure 29

Bibliographie 43

Résumé

Le présent document modélise les revenus des hommes et des femmes titulaires d'un baccalauréat au Canada, cinq ans après l'obtention de leur diplôme. Au moyen d'une approche d'effet constant au niveau de l'université, les chercheurs ont observé des variations importantes (constantes) au chapitre des revenus des finissants de différentes universités. La variation des caractéristiques des universités au fil du temps sont mises en corrélation avec la variation des revenus des finissants. L'augmentation du taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle est liée à une réduction des revenus subséquents des finissants, ce qui laisse supposer une saturation du marché. Chez les hommes, mais pas chez les femmes, les augmentations du rapport professeur-étudiant sont associées à une augmentation appréciable des revenus subséquents des étudiants. Les modèles qui ne tiennent pas compte de la majeure des étudiants affichent une incidence accrue de la variation des caractéristiques des universités, les effets atteignant près du double de leur valeur initiale. Chez les femmes en particulier, la variation de plusieurs caractéristiques des universités est étroitement liée à la variation du choix de majeure. La variation des caractéristiques des universités n'est pas étroitement liée à la probabilité d'avoir un emploi cinq ans après l'obtention du diplôme.

Mots clés : éducation postsecondaire, revenu des diplômés, emploi des diplômés, qualité de l'éducation postsecondaire, universités.

Sommaire exécutif

Un des principaux rôles des universités consiste à préparer leurs étudiants à réussir sur le marché du travail après l'obtention de leur diplôme. Étonnamment, nous en savons très peu sur la façon dont les politiques éducatives des universités influent sur la réussite de leurs étudiants. Sur le plan des politiques, l'incidence du domaine d'études et des caractéristiques de l'université sur la réussite sur le marché du travail des finissants est un sujet fascinant. L'éducation alimente indirectement les budgets public et privé par l'entremise de gains au chapitre de la productivité, de la capacité bénéficiaire et de l'assiette fiscale. Comment devrait-on utiliser les fonds limités afin de favoriser la réussite des finissants sur le marché du travail?

Dans le présent document, nous utilisons les données sur le marché du travail issues des cycles de 1982, de 1986 et de 1990 de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END) afin d'examiner comment les diplômés des programmes de baccalauréat des universités canadiennes s'en sont tirés sur le marché du travail. Notre objectif précis sera de vérifier si certains types de dépenses en éducation dans les universités canadiennes sont utiles pour augmenter le revenu des étudiants cinq ans après l'obtention de leur diplôme. De plus, nous recherchons un lien entre la probabilité d'emploi cinq ans après l'obtention du diplôme et les caractéristiques des universités.

Notre ensemble de données comprend les mesures des caractéristiques des universités pour trois périodes distinctes (propres à chaque cohorte de diplômés) en fonction des données recueillies entre 1978 et 1990. Un tel modèle tient entièrement compte de toutes les caractéristiques non observées de chaque université qui sont fixes dans le temps. Au moyen de l'approche relative aux effets universitaires constants, nous déterminons les répercussions de certaines caractéristiques universitaires, comme le rapport professeur-étudiant sur le salaire des étudiants cinq ans après l'obtention de leur diplôme, en mettant en corrélation (de manière conditionnelle) les changements applicables aux salaires entre les cohortes avec les *changements* dans le temps au sein de chaque université pour ces caractéristiques.

Nous avons calculé une régression du logarithme des salaires annuels cinq ans après la fin des études des hommes et des femmes qui ont obtenu leur diplôme en 1982, en 1986 et en 1990 sur un vecteur des caractéristiques personnelles et familiales. Parmi ces caractéristiques, on compte l'âge et son carré au moment de l'enquête, l'état matrimonial, le niveau d'études des parents, la présence d'enfants, la province de résidence, le niveau d'études atteint avant le baccalauréat, le domaine d'étude et le nombre de mois d'expérience de travail avant de terminer les études de baccalauréat. Les modèles tiennent compte d'un vecteur de caractéristiques universitaires, c'est-à-dire des mesures des rapports professeur-étudiants, des mesures de la composition du personnel enseignant et les salaires médians des professeurs.

Pour mesurer la réussite des étudiants sur le marché du travail, nous modélisons le revenu annuel des hommes et des femmes déclaré au moment du suivi effectué au cours de la cinquième année.

Afin de mesurer les ressources universitaires allouées à l'enseignement, nous fusionnons les données de l'END avec les données fournies par l'administration fédérale sur les caractéristiques de chaque université canadienne : le rapport personnel enseignant à temps plein-étudiants de premier cycle, la proportion d'enseignants selon leur rang (titulaires, agrégés, adjoints), les salaires médians des professeurs selon le rang et la proportion d'étudiants des cycles supérieurs parmi la population étudiante totale. La dernière de ces variables, la proportion de diplômés des cycles supérieurs, sert d'approximation pour mesurer le degré d'orientation de l'université vers la recherche.

Nous avons également examiné la relation entre les frais moyens (y compris les frais autres que les frais de scolarité) et le revenu subséquent des diplômés.

De plus, nous avons obtenu des données sur la proportion d'étudiants de première année arrivant à l'université avec des moyennes du secondaire de 75 % ou plus, de même que les notes moyennes du secondaire des étudiants de première année. Les données, fournies par Maclean's, sont pour l'année 1994. Bien que ces données ne soient pas jumelées à chaque cohorte et dépassent l'année d'obtention du diplôme de chaque étudiant de 2 à 12 ans, nous avons utilisé ces variables dans certains modèles pour appuyer les données américaines selon lesquelles le degré de sélectivité relative à l'admission aux universités est associé positivement au revenu subséquent des étudiants.

Notre échantillon de régression comprend des hommes et des femmes qui ont obtenu un baccalauréat en 1982, 1986 ou 1990, et pour qui les données d'âge, de province de résidence, d'expérience de travail avant le diplôme, de langue parlée et de revenus étaient valides. Les revenus ont fait l'objet d'un plafonnement de 150 000 $ par année.

Comme point de départ, nous avons utilisé un modèle d'effets aléatoires qui a réglé les logarithmes des salaires en fonction de nos deux mesures de 1994 tirées de la revue Maclean's, des notes des élèves du secondaire arrivant à l'université. Les coefficients des deux mesures des résultats des élèves du secondaire arrivant à l'université étaient positifs, peu importe s'ils étaient entrés ensemble ou séparément, ce qui corrobore faiblement les données présentées dans la littérature américaine selon lesquelles la sélectivité des programmes de baccalauréat influe positivement sur les revenus subséquents des diplômés.

Les résultats des hommes (lorsqu'un ensemble à la fois de caractéristiques universitaires est ajouté au modèle de base y compris les caractéristiques personnelles démographiques ainsi que les études antérieures) laissent entendre que le revenu des diplômés masculins est lié positivement aux rapports professeur-étudiant. Il est prévu qu'une augmentation de 0,01 dans le rapport professeur-étudiant fera monter le revenu des étudiants cinq ans après l'obtention du diplôme d'environ 0,25 %. Cela représente une hausse modeste du personnel universitaire, vu que pour l'étudiant moyen de notre échantillon, le rapport professeur-étudiant était de 0,089, avec un écart-type de 0,084.

Par contraste, un certain nombre d'autres caractéristiques universitaires, telles que le salaire médian des professeurs et la proportion d'étudiants des cycles supérieurs au sein de la population étudiante globale, ne sont pas fortement liées aux revenus des diplômés du premier cycle cinq ans après l'obtention du diplôme.

Des frais plus élevés, du moins tels qu'ils sont mesurés par le total des frais payés par les étudiants de premier cycle en arts, sont associés positivement aux revenus futurs des hommes, fournissant ainsi des preuves indirectes selon lesquelles les étudiants ont bénéficié dans une certaine mesure des hausses des droits de scolarité et des augmentations des dépenses qui ont suivi, de la part des universités, pour les études de premier cycle pendant la période faisant l'objet de l'étude.

Il y a une autre variable explicative à signaler, soit que les coefficients des variables nominales indiquant le domaine dans lequel le diplômé du baccalauréat s'est spécialisé sont très importants. Apparemment, la majeure d'une personne de sexe masculin influence considérablement ses revenus. Dans l'ensemble, on note un écart d'environ 60 % entre les revenus prévus du domaine le mieux payé, « Autres domaines de la santé » et ceux de la majeure la moins payée, « Beaux-arts/Lettres et sciences humaines ».

Chez les hommes et les femmes, une hausse du taux d'inscription de 1 000, soit une hausse d'environ 8 % dans une université typique, est associée à une baisse de revenus de l'ordre de 1 %, cinq ans après l'obtention du diplôme. Mais, pour les femmes, dans le modèle final qui incorpore toutes les caractéristiques universitaires, le taux d'inscription reste la seule variable universitaire importante, par contraste avec les résultats des hommes.

Si on ne tient pas compte des majeures, chez les hommes, le rapport professeur-étudiant, le taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle et les frais restent importants, mais les coefficients augmentent d'un tiers pour atteindre la moitié. Cela suppose que les expansions du rapport professeur-étudiant, la hausse des frais et la réduction du taux d'inscription total offrent aux étudiants une meilleure occasion de s'inscrire à des majeures qui rapportent beaucoup sur le marché du travail.

Si on ne tient pas compte des majeures pour les femmes, chaque caractéristique universitaire, à l'exception du salaire des professeurs, prend de l'importance sur le plan statistique. De plus, les coefficients augmentent généralement d'environ la moitié en taille absolue. C'est ainsi que les changements observés dans un grand nombre de caractéristiques universitaires pourraient produire des changements de majeures chez les femmes, influant à leur tour sur les salaires. Parmi les facteurs qui semblent encourager les femmes à s'inscrire à des majeures plus rémunératrices, on peut citer une hausse du rapport professeur-étudiant, une baisse du taux d'inscription total, une hausse de la proportion d'étudiants des cycles supérieurs dans la population étudiante totale et une hausse des frais.

Pour vérifier les non-linéarités, nous avons rediffusé les modèles de base après avoir ajouté les termes au carré pour chaque caractéristique universitaire. Pour les hommes, nous avons pu déterminer la relation concave entre les logarithmes des salaires et les droits et frais de scolarité, et qu'il existe une relation positive entre les logarithmes des salaires et les droits et frais de scolarité jusqu'à environ 5 900 $. Ces résultats continuent de laisser supposer que les avantages de l'éventuelle hausse des droits et frais de scolarité se vérifient principalement dans les universités où les frais de scolarité sont les plus bas et où l'écart est le plus marqué entre les dépenses souhaitées et le budget réel.

Pour les femmes, une relation concave positive s'établit entre les logarithmes des salaires et deux caractéristiques universitaires, soit les droits et frais de scolarité et le salaire médian des professeurs. La relation quadratique des logarithmes des salaires avec les droits et frais de scolarité ressemble beaucoup à celle qui est relevée chez les hommes, le pic se situant à 5 800 $; cependant, cette relation n'a qu'une importance minime. Ce qui est très important est la relation quadratique du salaire médian des professeurs, où se dessine un lien positif décroissant avec les logarithmes des salaires, et ce, jusqu'à 58 800 $; au-delà de ce point, la relation devient négative.

Pour les hommes, aucune caractéristique universitaire n'est fortement liée à la probabilité d'emploi. Pour les femmes, à une exception importante près, aucune caractéristique universitaire n'est importante et les cimes des coefficients correspondent aux résultats chez les hommes. Comme chez les hommes, la variable la plus significative est le salaire médian des professeurs, mais contrairement au modèle des hommes, elle devient légèrement significative ($t = 1,91$). Une hausse de 1 000 $ du salaire médian des professeurs devrait faire augmenter de 0,36 % la probabilité d'emploi des diplômées.

Ce document présente la première analyse du lien entre les ressources universitaires et les revenus des étudiants canadiens de premier cycle après l'obtention de leur diplôme. C'est aussi dans le

présent document que les effets universitaires fixes ont été utilisés pour la première fois dans le but de tenir compte des caractéristiques non observées et fixes de l'université. Nous tirons des preuves évidentes qu'il existe des effets salariaux fixes et non observés associés à la fréquentation de différentes universités en particulier le rapport professeur-étudiant, le taux d'inscription et les frais peuvent expliquer certaines des différences en matière de revenus entre les universités.

Que laissent entendre nos conclusions concernant la littérature antérieure sur la qualité des universités américaines, qui s'est fondée sur la variation purement transversale pour définir l'incidence des dépenses universitaires? En premier lieu, notre rejet cohérent et fort de l'hypothèse selon laquelle les revenus des étudiants de premier cycle étaient identiques d'un campus à l'autre après prise en compte de la série de mesures standard de la qualité des universités, des antécédents personnels et de la sélectivité sur le plan des admissions, soulève de sérieuses questions sur l'interprétation des précédentes conclusions. En deuxième lieu, notre approche des effets fixes offre une orientation stratégique plus directe. Notre analyse ne peut nous permettre de dire aux étudiants de premier cycle quelle université il est préférable de fréquenter, mais nous pouvons faire des prévisions sur le résultat probable lorsque les ressources changent au fil du temps.

La conclusion la plus importante de l'étude concerne le caractère négligeable de ces effets. Les variations en matière de dépenses universitaires pourraient avoir une incidence beaucoup plus faible sur les revenus des diplômés que les variations relatives aux caractéristiques non observées parmi les universités et les grandes variations observées en matière de revenus d'une majeure universitaire à l'autre.

1. *Introduction*

Un des principaux rôles des universités consiste à préparer leurs étudiants à réussir sur le marché du travail après l'obtention de leur diplôme. Étonnamment, nous en savons très peu sur la façon dont les politiques éducatives des universités influent sur la réussite de leurs étudiants. Il existe quelques études américaines qui modélisent les revenus des finissants à titre de fonction des dépenses liées aux études des universités qu'ils fréquentaient. Consulter, par exemple, Morgan et Duncan (1979), James et coll. (1989), Rumberger et Thomas (1993), Behrman, Rosenzweig et Taubman (1996), ainsi que Daniel, Black et Smith (1997). La plupart de ces documents concluent que le revenu des étudiants qui ont fréquenté des universités à recrutement plus sélectif est supérieur à l'obtention de leur diplôme. Les deux derniers documents, dans une bien plus grande mesure que les trois premiers, présentent également certaines données prouvant que le revenu à l'obtention du diplôme des étudiants est directement proportionnel aux dépenses liées aux études universitaires. Daniel, Black et Smith notent, dans leur document, que les effets des intrants sont beaucoup plus constants que ceux que l'on trouve généralement dans la littérature sur les intrants dans le secteur primaire-secondaire américain. Soulignant que ce système offre peu de choix aux parents tandis que le système universitaire américain offre une profusion de choix, les auteurs interprètent leurs conclusions comme suggérant que la concurrence entre les universités américaines mène à l'utilisation productive du financement.

Sur le plan des politiques, l'incidence du domaine d'études et des caractéristiques de l'université sur la réussite sur le marché du travail des finissants est un sujet fascinant. D'un côté, les dépenses directement liées à l'éducation figurent parmi les plus importants éléments des budgets gouvernementaux et constituent l'un des plus importants investissements qu'effectuent les étudiants et leurs parents. D'un autre côté, l'éducation alimente indirectement les budgets publics et privés par l'entremise de gains au chapitre de la productivité, de la capacité bénéficiaire et de l'assiette fiscale. Comment devrait-on utiliser les fonds limités afin de favoriser la réussite des finissants sur le marché du travail? Est-ce que le rapport professeur-étudiant a une incidence visible sur les revenus? Est-ce que le mélange de professeurs adjoints et de professeurs agrégés ou de professeurs titulaires a une incidence? Y a-t-il un lien entre les salaires des professeurs et le rendement des étudiants sur le marché du travail? Les étudiants de premier cycle qui fréquentent des universités axées sur la recherche sont-ils mieux préparés à entrer sur le marché du travail?

Dans le présent document, nous évaluons ces questions dans le contexte canadien. Nous utilisons les données sur le marché du travail issues des cycles de 1982, de 1986 et de 1990 de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END) afin d'examiner comment les diplômés masculins des programmes de baccalauréat des universités canadiennes s'en sont tirés sur le marché du travail après avoir obtenu leur diplôme[1]. Ces trois enquêtes par panel fournissent de l'information détaillée sur les antécédents personnels de l'étudiant, les attestations d'études, y compris le nom de l'université fréquentée, le diplôme obtenu et le domaine d'études, ainsi que le revenu cinq ans après l'obtention du diplôme. Les bases de données de l'END nous permettent de lier les caractéristiques des universités provenant d'autres sources de données aux étudiants, ce qui nous permet d'analyser les effets de ces caractéristiques sur le revenu. La structure par panel des caractéristiques universitaires, combinée aux données transversales répétées sur les diplômés, permet l'utilisation des effets fixes universitaires. Cette méthode peut tenir compte des caractéristiques universitaires omises susceptibles d'influencer les résultats d'analyses plus traditionnelles. (Étant donné que, en vertu de la loi fédérale, il est interdit à Statistique Canada de divulguer des renseignements sur une personne ou une entité donnée ou de divulguer des données de manière à ce qu'une personne ou une

1. Voir Finnie (2002) pour une analyse des résultats anticipés sur le marché du travail des diplômés universitaires; cette analyse utilise la même enquête.

entité soit identifiée, nous ne pouvons fournir de renseignements concernant des universités précises.)

Notre objectif précis sera de vérifier si les types de dépenses en éducation dans les universités canadiennes sont utiles pour augmenter le revenu des étudiants cinq ans après l'obtention de leur diplôme. De plus, nous recherchons un lien entre la probabilité d'emploi cinq ans après l'obtention du diplôme et les caractéristiques universitaires.

2. *Méthodologie et comparaison avec la littérature américaine*

Nos données comprennent un grand nombre de diplômés de chaque université, répartis en trois cohortes de diplômés qui ont quitté l'université sur une période de huit ans. Les caractéristiques des données procurent deux avantages méthodologiques.

Premièrement, nous pouvons vérifier si les universités semblent différer considérablement sur le plan de la qualité, au moins en ce qui concerne le revenu gagné par les diplômés cinq ans après l'obtention de leur diplôme. Pour ce faire, il faut rechercher la présence d'effets fixes universitaires. Il a été impossible d'effectuer ce test dans la majorité des recherches antérieures en raison du petit nombre d'individus par université dans bon nombre d'ensembles de données américains[2]. Il est intéressant d'examiner la répartition des salaires entre les diplômés de différentes universités. Nous explorons également les relations qui existent entre ces différences moyennes de revenu et les caractéristiques moyennes des universités et de leur population étudiante.

Il apparaît clair que deux facteurs distincts sont confondus dans les effets universitaires : la qualité directe de l'établissement en ce qui concerne la capacité de gagner sa vie après que les étudiants ont obtenu leur diplôme et le tri des étudiants en fonction de la qualité (c.-à-d. la capacité, la préparation préalable et la motivation) entre les universités. Par exemple, supposons que la conclusion de James et coll. (1989) selon laquelle les universités prestigieuses du nord-est des États-Unis génèrent des diplômés qui gagnent davantage représente « l'effet Harvard ». Donc, supposons que certaines universités, en raison de leur histoire, aient mérité une réputation telle qu'elles attirent des étudiants doués d'un talent exceptionnel. Un tel effet créera une corrélation positive entre les dépenses universitaires et le revenu ultérieur des étudiants qui n'est pas entièrement causale[3].

---

2. Par exemple, James et coll. (1989) ne peuvent mener de test global semblable sur les variations de la qualité dans les universités, car, dans leur ensemble de données, on compte presque autant d'universités que de personnes. Dans ce cas, une personne ne peut discerner si les variations de revenu entre les universités témoignent de variations non observées du point de vue de la qualité des universités ou simplement de variations interpersonnelles en ce qui concerne la capacité future de gagner sa vie. Par contre, l'étude de Rumberger et Thomas (1993) ne renferme pas assez d'observations par université pour évaluer le degré de variation du revenu entre les universités. Ces derniers auteurs ne testent pas formellement la nullité des interceptions identiques d'universités, mais soulignent que l'université fréquentée peut expliquer entre 8 % et 28 % du revenu moyen.

3. En réalité, la majeure partie de la littérature américaine récente concernant les répercussions de la fréquentation de l'université sur les salaires a surtout porté sur la question du biais dû au choix de l'échantillon. Par exemple, voir Fox (1993); Datcher Loury et Garman (1995); Behrman, Rosenzweig et Taubman (1996); Brewer, Eide et Ehrenberg (1999); et Monks (2000). Black et Smith (2004) utilisent une méthode d'appariement sur le score de propension pour tenir compte de la sélection d'étudiants dans chaque université. Un document, qui présente un argument particulièrement convaincant selon lequel la majeure partie de la corrélation entre les salaires et le fait d'être titulaire d'un diplôme d'une université américaine prestigieuse soit simplement un biais dû au choix de l'échantillon, est fourni par Berg Dale et Krueger (2002) qui, *grosso modo*, montrent que les étudiants qui sont acceptés dans une université américaine prestigieuse, mais qui fréquentent une université moins renommée, gagnent presque autant que les étudiants admis à l'université prestigieuse et qui s'y inscrivent.

Deuxièmement, bien que nous ne puissions corriger entièrement le problème précité, l'aspect de nos données par panel procure un levier permettant de déterminer l'effet marginal des caractéristiques universitaires sur le revenu ultérieur. Ainsi, nous pouvons tenir compte de toutes les caractéristiques non observées relatives à chaque université qui sont fixes au cours de chaque période. Dans la mesure où une université dispose d'un meilleur corps professoral qu'une autre, et où les élèves de niveau secondaire très doués par rapport aux élèves moins doués sont triés différemment à leur entrée à l'université, et dans la mesure où ces caractéristiques et d'autres caractéristiques non observées ou observées de manière imparfaite relatives aux universités et à leurs étudiants sont fixes au cours de la période de huit ans que nous examinons, nous pouvons supprimer ces facteurs de l'analyse. Donc, nous permettons à la fonction des revenus des diplômés de chaque université de disposer d'une interception pour chaque université :

$$(1) \quad \ln(w_{ist}) = \sum_{j=1}^{S} \alpha_j + X_{ist}\beta + UNIV_{st}\Gamma + \varepsilon_{ist}$$

où i représente les diplômés, s représente les établissements d'enseignement (universités), indiqués par S dans le total, et t représente la période. Les vecteurs X et UNIV comprennent les traits personnels et les caractéristiques universitaires, respectivement, tandis que les termes α_j sont un ensemble d'effets fixes pour un ensemble d'universités S. Dans les ensembles de données comme ceux qui sont utilisés par James et coll. (1989), dans lesquels on ne retrouve qu'une observation dans le temps en ce qui concerne les caractéristiques universitaires, le vecteur Γ n'est pas identifié, car il est parfaitement colinéaire avec l'ensemble de variables nominales universitaires. Puisqu'un tel ensemble de données est particulièrement sujet au biais de variables omises lié à la présence d'effets fixes universitaires, des auteurs tels que James et coll. ont particulièrement pris soin d'inclure des données substitutives relatives à la qualité non observée des universités en utilisant des variables qui marquent la sélectivité de l'université donnée. Évidemment, il est peu probable que ces variables saisissent entièrement les variations non observées entre les universités.

Notre ensemble de données comprend les mesures des caractéristiques universitaires pour trois périodes distinctes (propres à chaque cohorte de diplômés) en fonction des données recueillies entre 1978 et 1990. Cet aspect des données par panel permet d'estimer le modèle (1) avec les effets fixes universitaires tout en laissant Γ identifié. Un tel modèle tient entièrement compte de toutes les caractéristiques non observées de chaque université qui sont fixes dans le temps. (Toutefois, il ne peut tenir compte des interactions entre ces facteurs non observés et les caractéristiques de chaque étudiant.) Bien entendu, ce modèle ne tient pas entièrement compte des aspects non observés de chaque université qui varient dans le temps, mais nous croyons que ces derniers sont susceptibles de représenter un problème beaucoup moins important que les différences non observées, mais fixes.

Il convient de noter qu'en vertu de cette approche relative aux effets fixes universitaires, nous déterminons les répercussions des caractéristiques universitaires, comme le rapport professeur-étudiant sur les salaires des étudiants cinq ans après l'obtention de leur diplôme, en mettant en corrélation (de manière conditionnelle) les changements applicables aux salaires entre les cohortes avec les *changements* dans le temps au sein de chaque université pour ces caractéristiques.

Il est important de comprendre que notre approche relative aux effets fixes est utile parce qu'elle tient compte des caractéristiques non observées, mais constantes des diplômés de chaque université. Par exemple, si les variables nominales pour chaque province sont insuffisantes pour tenir compte adéquatement des marchés du travail particulièrement vigoureux (ou anémiques) dans le secteur entourant l'université, les effets fixes tiendront alors compte de ces différences entre les universités jusqu'à ce qu'ils soient constants dans le temps. Nous pouvons alors utiliser les variations relatives au financement, aux rapports professeurs-étudiants et ainsi de suite dans le temps pour chaque

université afin de déterminer leurs répercussions sur le revenu de manière vigoureuse. Par exemple, si des rapports professeurs-étudiants moins élevés augmentent le revenu des étudiants après l'obtention de leur diplôme parce qu'ils améliorent la qualité de l'éducation, et si ces rapports ont diminué à l'université X entre 1982 et 1990, les plus récents diplômés doivent donc gagner davantage que les diplômés de 1982 de cette université.

Il est peu probable que nos effets fixes universitaires tiennent compte entièrement de la sélection des étudiants dans chaque université. Toutefois, dans la mesure où les étudiants les plus doués d'une province ont toujours fréquenté les universités A et B sur la période de huit ans visée par l'étude, les effets fixes éliminent la capacité *moyenne* de la population étudiante de l'université des équations sur le salaire. La littérature américaine, comme le décrit une note de bas de page antérieure, n'a pas suivi cette approche, mais a plutôt ajouté des données substitutives individuelles en ce qui concerne la capacité, comme les résultats de tests et, dans certains cas, la sélectivité modélisée utilisant directement d'autres contrôles relatifs aux caractéristiques des étudiants, aux corrections de sélectivité de Heckman ou à l'appariement sur le score de propension. Nous pouvons tenir compte d'un grand nombre de caractéristiques personnelles, mais nous devons compter sur les effets fixes universitaires qui n'ont pas été possibles au moyen des ensembles de données américains. Dans la mesure où il ne se produit aucun *changement* dans la nature de la sélectivité d'une université durant la période de huit ans que nous étudions, nous pouvons alors utiliser les changements sur le plan des ressources à chaque université et les changements à l'égard des revenus des diplômés pour définir des éléments qui tendent vers un effet causal des ressources sur les résultats des étudiants.

Notre ensemble de données comporte des faiblesses en plus des forces énumérées ci-dessus. Premièrement, notre mesure de sélectivité universitaire n'est pas aussi précise que celles qui sont contenues dans les ensembles de données américains, car elle n'est disponible que pour 1994, alors que tous les étudiants de notre échantillon ont obtenu leur diplôme en 1982, en 1986 ou en 1990. Toutefois, nous croyons qu'il ne s'agit que d'un léger inconvénient, étant donné que nous tenons entièrement compte des résultats moyens des nouveaux étudiants au moyen de l'approche des effets fixes. De plus, il est bon de mentionner que la structure du système universitaire canadien est, en quelque sorte, très différente de celle de son homologue américain. Bien que nous ne puissions le prouver, nous avons l'impression que les variations relatives à la qualité et à la sélectivité des étudiants sont plus grandes aux États-Unis. Cet état de choses découle de la prédominance, aux États-Unis, d'universités et de collèges privés qui profitent de dotations importantes. Par contre, toutes les universités canadiennes sont des institutions publiques. Un deuxième obstacle, et, à notre avis, l'obstacle le plus important, est que nos modèles incluent généralement 43 universités, comparativement à plusieurs centaines dans l'étude type fondée sur les données américaines. En fait, il s'agit de l'autre facette de l'argument que nous avons formulé ci-dessus selon lequel le nombre important d'observations par université nous permet d'évaluer précisément l'importance des effets fixes universitaires. Les dépenses observées des universités canadiennes tendent également à varier dans une moindre mesure que celles des universités et des collèges américains, en partie parce que les États-Unis comptent un système important d'universités privées. Cette absence de variation sur le plan des ressources universitaires entre les individus est contrebalancée par la très grande taille de l'échantillon par rapport à celui qui est utilisé dans la plupart des études antérieures. De plus, l'utilisation que nous faisons des effets fixes élimine la composante des variations des ressources « entre universités » de sorte que la variation inter-universitaire ne nous oblige pas à déterminer l'effet des caractéristiques des universités.

Une autre faiblesse concernant la littérature américaine repose sur le fait que nous ne disposons d'aucun résultat de test d'étudiants avant qu'ils n'entrent à l'université et, donc, nous ne pouvons tenir compte directement de la sélectivité à l'égard des admissions à l'université. Concernant cet

inconvénient, nous soulevons deux points. Premièrement, les effets fixes universitaires sont susceptibles d'éliminer la majeure partie de la corrélation entre la capacité et la motivation non observées et les ressources moyennes utilisées à chaque université. Deuxièmement, il apparaît, dans une très grande mesure, que la qualité des universités canadiennes varie beaucoup moins que celle des universités américaines. Par exemple, le système canadien n'inclut pas d'universités privées disposant de dotations importantes qui soient au cœur même de la formation de l'écart en matière de ressources universitaires parmi les universités américaines.

Nous avons calculé une régression du logarithme des salaires annuels cinq ans après la fin des études des hommes et des femmes qui ont obtenu leur diplôme en 1982, en 1986 et en 1990 sur un vecteur des caractéristiques personnelles et familiales. Parmi ces caractéristiques, on compte l'âge et son carré au moment de l'enquête, l'état matrimonial, le niveau d'études des parents, la présence d'enfants, la province de résidence, le niveau d'études atteint avant le baccalauréat, le domaine d'études et le nombre de mois d'expérience de travail avant de terminer les études de baccalauréat. Les modèles déterminent également un vecteur des caractéristiques universitaires. Parmi ces caractéristiques, on retrouve des mesures des rapports professeurs-étudiants, des mesures de la composition du personnel enseignant et les salaires médians des professeurs. Nous examinons également les répercussions de l'orientation des recherches de l'université, comme l'indique la portion d'étudiants des cycles supérieurs dans l'ensemble de la population étudiante. Nous prévoyons également des économies ou des déséconomies d'échelle, plus exactement des coûts d'ajustement, en incluant le taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle équivalent temps plein dans un modèle.

Nous estimons les formes réduites de chacun de ces modèles, en ce sens que le résultat donné cinq ans après l'obtention du diplôme est modélisé comme une fonction des antécédents scolaires et de travail de l'étudiant au moment de l'obtention du diplôme. Nous ne déterminons pas les antécédents de travail ou le niveau d'études subséquents, car ces facteurs sont susceptibles d'être des fonctions endogènes de l'expérience de premier cycle de la personne.

3. *Les données et le choix des mesures des ressources universitaires*

Nos sources de données primaires sont les cycles de 1982, de 1986 et de 1990 de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END) qui suivent des échantillons représentatifs importants d'étudiants canadiens de niveau postsecondaire qui ont obtenu leur diplôme au cours des années citées. Les données offrent un riche ensemble de variables relatives aux antécédents personnels et familiaux susceptibles d'avoir un effet sur le revenu. Ensemble, les trois panels renferment un échantillon de diplômés du baccalauréat beaucoup plus important que celui qui est disponible dans les ensembles de données américains fréquemment utilisés pour modéliser les déterminants de la qualité des universités et qui comptent, environ, 8 000 hommes et 8 000 femmes[4].

4. Dans l'une des études américaines les plus connues de James et coll. (1989), l'échantillon provenant de l'étude longitudinale nationale des diplômés du secondaire de 1972 (NLS72) ne renferme que 1 241 personnes. L'échantillon plus récent provenant de l'Enquête longitudinale nationale sur les jeunes (ELNJ) auquel ont eu recours Daniel, Black et Smith (1997) est beaucoup plus important et compte environ 3 000 travailleurs, mais, encore une fois, ce nombre est assez petit comparativement à notre échantillon qui compte plus de 16 000 travailleurs. Rumberger et Thomas (1993) utilisent un échantillon issu d'une seule cohorte d'environ 8 000 diplômés américains du premier cycle. Toutefois, leur document porte davantage sur le rôle de la majeure du collège pour déterminer le revenu que sur les répercussions de types précis de ressources universitaires.

Pour mesurer la réussite des étudiants sur le marché du travail, nous modélisons séparément le revenu annuel des hommes et des femmes déclaré au moment du suivi effectué au cours de la cinquième année, bien après l'obtention du diplôme[5]. Cette variable témoignera des répercussions des caractéristiques universitaires sur le salaire horaire et les heures travaillées par année.

Afin de mesurer les ressources universitaires allouées à l'enseignement, nous fusionnons les données de l'END avec les données fournies par l'administration fédérale sur les caractéristiques de chaque université canadienne. Plus précisément, nous utilisons le rapport personnel enseignant à temps plein–étudiants de premier cycle, la proportion d'enseignants selon le rang (titulaires, agrégés, adjoints), les salaires médians des facultés selon le rang et la proportion d'étudiants des cycles supérieurs parmi la population étudiante totale. La dernière de ces variables, la proportion de diplômés des cycles supérieurs, sert d'approximation pour mesurer le degré d'orientation de l'université vers la recherche. Comme le soulignent James et coll. (1989), les étudiants peuvent profiter de l'enseignement reçu d'une faculté dont la recherche est à la fine pointe des connaissances. Par contre, les étudiants de premier cycle fréquentant des universités de recherche peuvent être désavantagés si l'enseignement qu'ils reçoivent est donné, en grande partie, par des étudiants des cycles supérieurs inexpérimentés. Il n'existe donc pas de prévision simple concernant le signe du coefficient relatif à la proportion de la population étudiante qui correspond à des étudiants des cycles supérieurs. Les rapports entre le taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle et le personnel enseignant fournissent, à vrai dire, une approximation grossière de la taille de la classe, tandis que la composition des professeurs selon le rang peut indiquer s'il existe un avantage à fréquenter des universités comportant une proportion plus grande de professeurs titulaires. Ces professeurs tendent à avoir plus d'expérience d'enseignement et de recherche que les professeurs plus jeunes, mais ils ne sont pas nécessairement plus engagés comme titulaires de classe. La variable des salaires des professeurs fournit une mesure précise des dépenses d'enseignement, à partir de laquelle nous formulons l'hypothèse qu'elle pourrait être directement proportionnelle à la qualité générale de l'éducation offerte s'il existait une hétérogénéité entre les universités pour ce qui est de la qualité des professeurs. Nous avons également examiné la relation, s'il en existe une, entre les frais moyens (y compris les frais autres que les frais de scolarité) et le revenu subséquent des diplômés. Dans la mesure où les hausses de frais se traduisent par une augmentation des dépenses d'enseignement, nous formulons l'hypothèse d'une relation positive possible[6].

Nous avons obtenu les données pour ces mesures de trois publications de Statistique Canada (plusieurs années) : « Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes », « Frais de scolarité et de subsistance des étudiants à plein temps dans les universités et collèges du Canada qui confèrent des grades » et « Universités : inscriptions et grades décernés ». Dans chaque cas, nous avons obtenu les données pour 1978, 1980 et ainsi de suite jusqu'à 1990, interpolé de façon linéaire un nombre limité d'observations manquantes pour ensuite calculer les moyennes triennales pour chacune des cohortes. Par exemple, en ce qui

5. Au moment de l'entrevue une fois l'année entamée, on a demandé aux répondants d'estimer leur revenu annuel en supposant que le travail dure toute l'année.

6. Nous avons utilisé les frais de scolarité de premier cycle pour les majeures en arts dans le cadre de cette analyse parce qu'ils représentaient une majeure disponible dans presque toutes les universités visées par l'étude. Dans la plupart des universités, les variations en matière de frais de scolarité entre les majeures en arts et les autres majeures étaient assez faibles par rapport à la différence de frais *entre* les universités. Ainsi, nous croyons avoir saisi les plus importantes variations en matière de frais universitaires entre les campus par l'entremise de notre mesure. Le tableau A-1 figurant en annexe montre la taille de l'échantillon, la moyenne et d'autres statistiques descriptives relatives aux frais de scolarité en arts et aux frais de scolarité dans d'autres majeures.

concerne la cohorte de diplômés de 1990, la moyenne des caractéristiques universitaires a été calculée pour 1986, 1988 et 1990, ce qui correspond à peu près au moment où les diplômés de 1990 commençaient, étaient à mi-chemin ou finissaient leurs études de premier cycle, respectivement.

Nous avons calculé les rapports professeurs-étudiants comme étant le nombre de professeurs d'une université divisé par le nombre d'étudiants de premier cycle équivalent temps plein. Nous calculons le dénominateur comme étant le nombre d'étudiants de premier cycle à temps plein plus un tiers du nombre d'étudiants de premier cycle à temps partiel, conformément à la pratique américaine. Statistique Canada offre des séries chronologiques uniformes sur le nombre total de facultés d'enseignement et le nombre de professeurs titulaires, agrégés et adjoints. Le total dépasse la somme de ces trois sous-composantes, car la mesure globale des facultés d'enseignement inclura des facultés comptant des postes ne menant pas à la permanence, comme des chargés de cours.

De plus, compte tenu des résultats présentés dans la littérature américaine voulant que les diplômés d'universités plus sélectives gagnent plus d'argent, nous avons également obtenu des données sur la proportion d'étudiants de première année arrivant à l'université avec des moyennes du secondaire de 75 % ou plus, de même que les notes moyennes du secondaire des étudiants de première année. Les données, généreusement fournies par Maclean's, le magazine hebdomadaire canadien le plus populaire, sont pour l'année 1994[7]. Ces données n'ont donc pas été jumelées à chaque cohorte et dépassent l'année d'obtention du diplôme de chaque étudiant de 2 à 12 ans. Néanmoins, nous avons utilisé ces variables dans certains modèles pour appuyer les données américaines selon lesquelles le degré de sélectivité relative à l'admission aux universités est associé positivement aux revenus subséquents des étudiants.

Notre échantillon de régression comprend des hommes et des femmes qui ont obtenu un baccalauréat en 1982, 1986 ou 1990, et pour qui les données d'âge, de province de résidence, d'expérience de travail avant le diplôme, de langue parlée et de revenus étaient valides. Nous avons supprimé un petit nombre de personnes qui ont signalé dans l'enquête avoir travaillé à temps partiel pour pouvoir continuer de fréquenter l'université cinq ans après avoir obtenu leur baccalauréat. Nous avons également supprimé un petit nombre d'étudiants dont la majeure au premier cycle était la médecine ou le droit, pour ne pas fausser les revenus moyens prévus de diplômés de premier cycle en faveur des universités ayant d'importants programmes de médecine et de droit. Nous soutenons que le droit et la médecine sont considérés comme étant des programmes des cycles supérieurs. Les revenus ont fait l'objet d'un plafonnement de 150 000 $ par année. Ces données ainsi que toutes les autres variables financières dans l'analyse ont été exprimées en prix de 1995. Nous avons utilisé à cette fin l'indice d'ensemble des prix (matrice 9957, CANSIM).

Les tableaux A1 et A2 de l'annexe montrent la moyenne, l'écart-type et l'extremum des variables clés de l'analyse visant les hommes et les femmes, respectivement. Dans certains cas, les descriptions des variables sont plus détaillées dans ces tableaux que dans les tableaux suivants avec des résultats de régression. La partie supérieure du tableau montre les caractéristiques universitaires

7. Avant 1994, Maclean's publiait les classements des universités qui étaient basés entre autres sur les notes des étudiants arrivant à l'université. Au lieu d'utiliser ces classements, nous avons décidé d'utiliser la proportion d'étudiants de première année de 1994 ayant des moyennes de 75 % ou plus, en espérant que ces données permettront de mieux mesurer le degré de sélectivité des universités. Lorsqu'il n'y avait pas de données disponibles pour 1994 (15 universités n'ont pas répondu en 1994), nous avons recherché dans les publications de 1995 et 1996 pour en trouver. Après n'avoir rien trouvé, nous nous sommes servis de la publication de 1993, qui contient des classements avec 3 catégories d'universités, et avons interpolé des données de la paire d'universités la plus près dans les classements pour lesquels il y avait des données en 1994. Nous avons donc été en mesure d'interpoler des données des universités Laval et Sherbrooke.

utilisées dans l'analyse. Les données substitutives pour les dépenses universitaires, telles que le rapport professeur-étudiant et les salaires médians des professeurs, indiquent des écarts-types raisonnablement grands. Cependant, la mesure de 1994 des notes moyennes du secondaire d'étudiants de première année varie entre un maximum de 87 et un minimum de seulement 72.

Le tableau A3 montre les écarts-types des caractéristiques universitaires clés globales, au sein des universités et entre universités sur lesquelles nous nous pencherons plus loin. *Grosso modo*, les écarts-types au sein des universités représentent entre le quart et la moitié des écarts-types globaux. Les plus grandes réductions se trouvent dans le salaire médian des professeurs et le taux d'inscription. Même dans ces cas, il existe néanmoins des variations raisonnables comme l'écart-type dans les taux d'inscription des universités ayant presque 1 300 étudiants, comparativement à une moyenne d'environ 12 000 étudiants pour les échantillons de salaires des hommes et des femmes.

4. Résultats

Pour commencer, ce qui concorde un peu avec la littérature américaine, nous n'avons pas inclus les effets fixes universitaires, mais avons plutôt utilisé un modèle d'effets aléatoires qui a réglé les logarithmes des salaires en fonction de nos deux mesures de 1994, tirées de la revue Maclean's, des notes des élèves du secondaire arrivant à l'université. Les coefficients des deux mesures des résultats des élèves du secondaire arrivant à l'université étaient positifs, peu importe s'ils étaient entrés ensemble ou séparément, et lorsqu'ils ont été entrés séparément, la variable auxiliaire t de la mesure de sélectivité donnée était d'environ 1. Nous croyons que le manque de disponibilité de mesures uniformes de la sélectivité universitaire qui pouvaient être jumelées à des années antérieures entraîne une erreur de mesure relativement à l'effet estimé de la sélectivité universitaire. En somme, ces résultats appuient faiblement les données présentées dans la littérature américaine selon lesquelles la sélectivité des programmes de baccalauréat influe positivement sur les revenus subséquents des diplômés.

Étant donné que les classements de Maclean's ne sont pas disponibles pour les années 1980, ils ne varient pas au fil du temps dans nos données. Par conséquent, nous ne pouvons pas inclure ces variables dans les modèles avec des effets fixes universitaires sur lesquels nous nous pencherons plus loin. Une question évidente se pose donc : les effets fixes, qui tiennent compte de tous les facteurs qui sont fixés au fil du temps et liés à chaque université, sont-ils vraiment nécessaires? Les tableaux 1 et 2, qui montrent les principales spécifications pour les hommes et les femmes, respectivement, fournissent suffisamment d'éléments probants pour conclure qu'il en est vraiment ainsi. Le bas des tableaux montre les valeurs prédictives d'un test des moindres carrés ordinaires par rapport aux effets fixes : dans chaque cas, la valeur prédictive est inférieure à 0,0005; nous rejetons donc sans équivoque le résultat nul indiquant que tous les effets des universités sont identiques[8].

Les rangées supérieures du tableau 1 montrent les résultats des hommes lorsqu'un ensemble à la fois de caractéristiques universitaires est ajouté au modèle de base y compris les caractéristiques

8. De plus, il est fort probable que les modèles n'incluant pas les variables nominales universitaires soient biaisés. Par exemple, nous avons fait des modèles estimés avec des effets aléatoires universitaires et, dans tous les cas, les tests Hausman ont rejeté sans équivoque le résultat nul indiquant que les modèles à effets aléatoires étaient constants. Dans bien des cas, les coefficients de caractéristiques universitaires clés changent de façon importante lorsque nous éliminons les caractéristiques non observées de chaque université du terme d'erreur par l'ajout d'effets fixes.

personnelles démographiques ainsi que les études antérieures, notamment l'expérience postsecondaire avant l'obtention du baccalauréat et la majeure de l'étudiant dans le cadre de son baccalauréat. On compte, parmi les autres variables explicatives qui n'ont pas été présentées, les effets fixes universitaires; les variables nominales indiquant si la mère ou le père de la personne avait oui ou non fait des études postsecondaires; les variables nominales pour l'éducation manquante des parents; les variables nominales pour les personnes dont la langue parlée à la maison et la région étaient (anglais, Québec), (français, extérieur du Québec), (autre langue, Québec) et (autre langue, extérieur du Québec); les variables nominales pour le lieu de résidence dans l'année de l'observation des salaires dans toutes les provinces sauf l'Ontario; une variable nominale pour les personnes habitant dans les Territoires du Nord-Ouest ou au Yukon; les variables nominales pour les parents seuls, les parents mariés et les personnes mariées sans enfant; et les variables nominales pour les cohortes ayant terminé leurs études en 1986 ou en 1990[9].

Nous ajoutons à cette grande liste de caractéristiques personnelles une caractéristique universitaire à la fois pour diminuer le risque de collinéarité entre les diverses données substitutives relatives à la qualité des universités.

Le tableau 1 laisse entendre que le revenu des diplômés masculins est lié positivement aux rapports professeur-étudiant. Il est prévu qu'une augmentation de 0,01 dans le rapport professeur-étudiant fera monter le revenu des étudiants cinq ans après l'obtention du diplôme d'environ 0,25 %. Cela représente une hausse modeste du personnel universitaire, vu que pour l'étudiant moyen de notre échantillon, le rapport professeur-étudiant était de 0,089, avec un écart-type de 0,084 (voir tableau A1). Par contraste, un certain nombre d'autres caractéristiques universitaires, telles que le salaire médian des professeurs et la proportion d'étudiants des cycles supérieurs au sein de la population étudiante globale, ne sont pas fortement liées au revenu des diplômés du premier cycle cinq ans après l'obtention du diplôme. Rumberger et Thomas (1993) en viennent à des conclusions semblables relativement à la proportion d'étudiants des cycles supérieurs dans la population étudiante, laissant entendre que les universités de recherche ne produisent pas de diplômés de premier cycle qui soient beaucoup mieux ou moins préparés au marché du travail. Cependant, dans le cas qui nous concerne, la meilleure façon d'interpréter le résultat est la suivante : un *changement* de la proportion d'étudiants des cycles supérieurs au sein d'une population universitaire donnée n'a aucune incidence sur les revenus des diplômés de premier cycle. Il est prévu qu'une augmentation du taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle fasse baisser le revenu des hommes, ce qui donne à penser que les écoles au sein desquelles le taux d'inscription a augmenté pendant les années 1980 se sont acquittées moins efficacement de l'enseignement que par le passé, peut-être en raison des effets du grand nombre d'étudiants, ou parce que l'enseignement ne s'est pas amélioré suffisamment pour compenser la diminution possible des conditions d'admission. La tendance précédente peut représenter des déséconomies d'échelle. Par contre, compte tenu du fait que nous attribuons cet effet aux changements touchant les niveaux d'inscription sur trois cohortes à huit d'ans d'intervalle seulement, l'effet négatif lié à l'inscription pourrait découler de coûts d'ajustement à court terme. Voir Finnie (2005) pour en savoir plus long sur les répercussions de l'élargissement de la capacité universitaire.

Des frais plus élevés, du moins tels qu'ils sont mesurés par le total des frais payés par les étudiants de premier cycle en arts (droits de scolarité et autres frais), sont associés positivement aux revenus

9. Les interactions relatives à l'ensemble langue–région s'expliquent par le fait qu'il faut tenir compte des personnes dont la langue parlée à la maison n'est pas la langue majoritaire (par exemple, français au Québec et anglais ailleurs).

futurs des hommes, fournissant ainsi des preuves indirectes selon lesquelles les étudiants ont bénéficié dans une certaine mesure des hausses des droits de scolarité et des augmentations des dépenses qui s'en sont ensuivies, de la part des universités, pour les études de premier cycle pendant la période faisant l'objet de l'étude. Daniel, Black et Smith (1997) ont trouvé des résultats semblables, en examinant des données américaines, selon lesquels les revenus augmentent en fonction des droits de scolarité exigés par les universités, bien que l'effet s'amoindrisse à mesure que les auteurs ajoutent des paramètres de prise en compte des antécédents. Ces auteurs ont également constaté que des rapports professeur-étudiant plus élevés sont associés à des revenus plus élevés, et que ce résultat est robuste malgré l'ajout de paramètres de prise en compte des antécédents supplémentaires[10].

La dernière colonne du tableau montre un modèle qui rassemble toutes les caractéristiques universitaires. Les coefficients varient, et le seul caractère universitaire important est la proportion de diplômés des cycles supérieurs, qui passe maintenant à des valeurs négatives. Cette régression représente les marques de la multicollinéarité. Nous devons donc veiller à ne pas surinterpréter les modèles sur la base d'une seule caractéristique universitaire. Nous constatons aussi que, dans ce modèle final, le R^2 est nettement plus important que dans tous les autres modèles antérieurs, ce qui suggère qu'une caractéristique universitaire ne peut absolument pas saisir tout l'effet des revenus universitaires.

Certaines des autres variables explicatives du tableau 1 méritent d'être prises en considération. Par exemple, les coefficients des variables nominales indiquant le domaine dans lequel le diplômé du baccalauréat s'est spécialisé sont très importants. Apparemment, la majeure d'une personne de sexe masculin influence considérablement ses revenus. Par exemple, dans la première colonne, comparativement à la majeure omise, le génie, les diplômés des programmes de beaux-arts/lettres et sciences humaines gagneraient 34,6 % de moins, tandis que les majeures du groupe le mieux payé, soit celui des autres domaines de la santé, gagneraient 8,0 % de plus que les ingénieurs[11]. Dans l'ensemble, on note un écart d'environ 60 % entre les revenus prévus du domaine le mieux payé, « Autres domaines de la santé » et ceux de la majeure la moins payée, « Beaux-arts/Lettres et sciences humaines ». Il est intéressant d'observer que James et coll. (1989), en se fondant sur les observations de 1986 sur les salaires dans leur échantillon américain, estiment un écart salarial aussi important (0,47 point logarithmique) dans l'ensemble des domaines d'étude que dans nos données (0,50 point logarithmique). Rumberger et Thomas (1993) trouvent un écart salarial de 0,40 point logarithmique pour l'ensemble des majeures dans leur échantillon de diplômés américains. Malgré la similitude frappante entre ces estimations de variations en matière de rendements de la majeure universitaire, les revenus relatifs aux différents domaines d'étude pourraient en réalité s'avérer plus fluctuants aux États-Unis qu'au Canada : ces deux études américaines ont utilisé 7 catégories de majeures assez fortement agrégées, tandis que nous en avons utilisé 13 dans nos données. En fait, Grogger et Eide (1995) prétendent que le quart des rendements accrus du diplôme universitaire des

10. Lorsque les modèles du tableau 1 ont été répétés en utilisant des effets aléatoires, les coefficients et les variables auxiliaires t des caractéristiques universitaires étaient différents de ceux du tableau 1. Plus particulièrement, dans le modèle 1, le coefficient (variable auxiliaire t) du rapport professeur-étudiant était de 0,094 (0,28). Dans les autres modèles, les coefficients (variables auxiliaires t) étaient de 0,000978 (1,08) pour le (salaire médian des professeurs)/1 000; de 0,00126 (1,46) pour le (taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle)/1 000, de -0,0417 (-0,44) pour la (proportion d'étudiants des cycles supérieurs)/1 000, et de 0,0500 (2,49) pour les (droits de scolarité de premier cycle des programmes d'arts)/1 000. Étant donné que les tests Hausman rejettent ces modèles, nous nous concentrons sur les modèles à effets fixes dans le texte.

11. Cet écart est calculé en ôtant 1 de la courbe exponentielle du coefficient pour la convertir ensuite en pourcentage.

hommes aux États-Unis dans les années 1980 résultaient de passages des étudiants de premier cycle à des majeures mieux rémunérées.

Certains des écarts salariaux mesurés dans l'ensemble des majeures reflètent probablement des différences réelles en matière de « valeur ajoutée » par majeure qui sont plus ou moins pertinentes par rapport au marché du travail. Mais les écarts salariaux reflètent aussi probablement l'autosélection des majeures par les étudiants.

Les mois d'expérience professionnelle qu'une personne acquiert avant de terminer ses études est une variable explicative positive et importante de revenus. L'enseignement postsecondaire suivi avant le programme du baccalauréat, bien qu'il ne soit pas généralisé, est aussi une variable explicative positive et importante de revenus.

Le tableau 2 présente les résultats correspondants pour les femmes. Les signes des coefficients des caractéristiques universitaires sont semblables à ceux des hommes, mais le seul coefficient important sur le plan statistique est le taux d'inscription. Chez les hommes et les femmes, une hausse du taux d'inscription de 1 000, soit une hausse d'environ 8 % dans une université typique, est associée à une baisse de revenus de l'ordre de 1 %, cinq ans après obtention du diplôme. Comme toujours dans l'analyse de régression, d'autres variables peuvent entraîner cette corrélation, mais l'une des interprétations possibles est que la hausse du taux d'inscription dans une université donnée sur cinq ans crée des classes surchargées et un enseignement de qualité légèrement inférieure. Nous constatons aussi que dans le modèle final qui incorpore toutes les caractéristiques universitaires, les résultats sont peu différents de ceux de la série de modèles plus simples. Par exemple, le taux d'inscription reste la seule variable universitaire importante. Cette uniformité entre en contraste avec les résultats des hommes.

Modèles qui ne tiennent pas compte des majeures

Il est possible que les changements de caractéristiques universitaires influencent en partie les revenus en modifiant les choix de majeure des étudiants. L'une des possibilités ici est que la hausse des frais pourrait servir à étendre les programmes qui étaient encombrés par les étudiants de premier cycle. Le tableau 3 reproduit les modèles des tableaux 1 et 2 sans tenir compte de la majeure. Dans la section supérieure, chez les hommes, nous voyons que les trois caractéristiques universitaires qui étaient importantes, rapport professeur-étudiant, taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle et frais, le restent, mais que les coefficients augmentent d'un tiers pour atteindre la moitié. Cela suppose que les expansions du rapport professeur-étudiant, la hausse des frais (et, par extension, les hausses successives des dépenses consacrées aux études) et la réduction du taux d'inscription total offrent aux étudiants une meilleure occasion de s'inscrire à des majeures qui rapportent beaucoup sur le marché du travail.

Les changements qui résultent du fait de ne pas tenir compte des majeures sont encore plus considérables pour les femmes. Comme il est indiqué dans la section inférieure du tableau 3, chaque caractéristique universitaire, à l'exception du salaire des professeurs, prend de l'importance sur le plan statistique. De plus, les coefficients augmentent généralement d'environ la moitié en taille absolue. Cela suppose que les changements observés dans un grand nombre de caractéristiques universitaires pourraient produire des changements de majeure chez les femmes, influant à leur tour sur les salaires. Parmi les facteurs qui semblent encourager les femmes à s'inscrire à des majeures plus rémunératrices, on peut citer une hausse du rapport professeur-étudiant, une baisse du taux

d'inscription total, une hausse de la proportion d'étudiants des cycles supérieurs dans la population étudiante totale et une hausse des frais[12].

Robustesse

Les modèles des tableaux 1 et 2 présentent les caractéristiques universitaires de façon linéaire. Pour vérifier les non-linéarités, nous avons rediffusé les modèles de base après avoir ajouté les termes au carré pour chaque caractéristique universitaire. Les résultats figurent dans le tableau 4. Comme il est indiqué dans la section supérieure, pour les hommes, nous avons pu déterminer la relation concave entre les logarithmes des salaires et les droits et frais de scolarité. Il existe une relation positive entre les logarithmes des salaires et les droits et frais de scolarité jusqu'à environ 5 900 $ aux prix de 1995. Cela englobe les droits et frais de scolarité relevés dans la plupart de nos observations, où les droits de scolarité moyens s'élevaient à 1 850 $. Ces résultats continuent de laisser supposer que les avantages de l'éventuelle hausse des droits et frais de scolarité se vérifient, s'ils sont réels, principalement dans les universités où les frais de scolarité sont les plus bas et, peut-être, où l'écart est le plus marqué entre les dépenses souhaitées et le budget réel.

Pour les femmes, comme l'indique la section inférieure du tableau 4, une relation concave positive s'établit entre les logarithmiques des salaires et deux caractéristiques universitaires, soit les droits et frais de scolarité et le salaire médian des professeurs. La relation quadratique des logarithmiques des salaires avec les droits et frais de scolarité ressemble beaucoup à celle qui est relevée chez les hommes, le pic se situant à 5 800 $, bien au-dessus de la moyenne observée dans l'échantillon (voir tableau A2). Cependant, cette relation n'a qu'une importance minime. Ce qui est très important est la relation quadratique du salaire médian des professeurs, où se dessine un lien positif mais décroissant avec les logarithmes des salaires, et ce, jusqu'à 58 800 $; au-delà de ce point, la relation devient négative. Comme l'indique le tableau A2, la moyenne de cette variable pour les femmes était de 69 500 $. Nous déduisons que s'il existe une relation positive entre les logarithmes des salaires des femmes et le salaire médian des professeurs à leur université, elle ne doit se manifester que dans les gains touchant les salaires des professeurs aux échelons inférieurs de la courbe de répartition.

En ce qui a trait aux résultats ne figurant pas par manque d'espace, nous avons examiné d'autres variantes des modèles de base dans les tableaux 1 et 2. Nous avons commencé par étudier plus en détail l'incidence du rapport professeur-étudiant en remplaçant le rapport global professeur-étudiant par le rapport professeur-étudiant basé sur le nombre de professeurs titulaires, de professeurs agrégés et de professeurs adjoints pris séparément. Dans tous les cas, un lien positif solide se tisse chez les hommes. La cinquième spécification ajoute au rapport total professeur-étudiant les proportions de professeurs formées de professeurs titulaires, de professeurs agrégés et de professeurs adjoints (la proportion de chargés de cours et d'autres professeurs à des postes ne menant pas à la permanence représentant le groupe omis). Aucun cas n'affiche de réelles indications de variations dans l'efficacité des professeurs entre l'ensemble de ces rangs et celui des chargés de

12. Nous avons fait observer plus tôt que Daniel, Black et Smith (1997) conjecturaient qu'un degré de concurrence relativement plus important dans le secteur postsecondaire que dans le secteur primaire-secondaire pourrait expliquer pourquoi nous avons, aux États-Unis, des preuves plus convaincantes du fait que les dépenses « importent » davantage pour les universités que pour les écoles publiques. Nos résultats appuient cette conjecture, puisque nous avons des preuves selon lesquelles les ressources universitaires au Canada sont liées aux salaires. Bedard (2003) étudie le lien entre les intrants scolaires et les salaires au Canada et conclut que le rapport élève-enseignant et les salaires des enseignants de l'école publique touchent différents élèves de différentes manières, si bien que l'effet moyen est proche de zéro.

cours omis. Enfin, nous avons utilisé un modèle incluant le rapport professeur-étudiant total et le salaire médian des professeurs. Les résultats étaient légèrement différents.

Quand nous avons utilisé ces mesures alternatives du rapport professeur-étudiant pour les femmes, aucune d'elle n'a pris d'importance, même si le modèle qui ajoutait les proportions de professeurs dans chaque rang affichait des indications peu concluantes de l'association d'une hausse de la proportion de professeurs adjoints avec la baisse des revenus ultérieurs des femmes.

En ce qui a trait aux autres résultats qui ne figurent pas par manque d'espace, nous avons étudié plus en détail l'incidence du salaire des professeurs sur le salaire ultérieur des étudiants en tenant compte des effets indépendants du salaire médian dans les trois rangs de postes menant à la permanence.

Dans le cas de la spécification pour les hommes où nous avons d'abord combiné les salaires médians pour ces trois rangs, puis ajouté le salaire médian total dans une deuxième spécification, nous avons trouvé des indications peu concluantes d'une association positive du salaire de professeur adjoint avec le salaire ultérieur des étudiants. Les indications suggèrent qu'une hausse de 5 000 $ du salaire médian des professeurs adjoints augmente d'environ 5 % la rémunération ultérieure des étudiants de sexe masculin. Ici encore, n'oubliez pas que dans le cadre des spécifications des effets fixes, il convient d'interpréter que « dans les universités où le salaire médian des professeurs adjoints a augmenté pendant la période, le revenu des étudiants de premier cycle cinq ans après l'obtention du diplôme a augmenté ». Cela est intuitif, car la hausse des salaires pour les plus hauts rangs à court terme ne peut mener qu'à des loyers d'enseignement plus élevés tout en laissant la composition du groupe de professeurs de plus haut niveau pratiquement inchangée. En revanche, la hausse des salaires de départ dans une université pourrait entraîner des améliorations tangibles en matière de qualité des professeurs adjoints embauchés chaque année[13].

Nous avons trouvé des indices du même schéma dans les modèles de revenu des femmes, mais la relation n'était pas significative (t=1,1).

Probabilité d'emploi

Dans le cadre d'un autre test de robustesse, nous avons rajouté à l'échantillon les personnes ne travaillant pas sous forme logarithmique en fixant leur revenu annuel à 100 $. Cela a accru le nombre d'hommes et de femmes composant l'échantillon de 9 % et de 13 % respectivement. Nous ne savons pas clairement dans quel sens cet ajout fera évoluer les estimations de nos modèles de logarithme des salaires. Si certaines caractéristiques universitaires, telles que les bas salaires des professeurs, sont liées au découragement des étudiants qui ont par la suite une faible participation à la vie active, les coefficients des caractéristiques universitaires telles que celles-ci devraient prendre plus d'importance et de l'ampleur. Si, par ailleurs, les changements en ce qui concerne notre série de caractéristiques universitaires ne touchent pas les travailleurs sur la marge de l'activité par rapport à l'inactivité, l'ajout de ces anciens étudiants à l'échantillon devrait réduire les coefficients et les degrés d'importance.

Pour les hommes, nous avons observé ce second schéma : quand nous avons ajouté à l'échantillon les personnes ne travaillant pas, aucune des caractéristiques universitaires n'a conservé son importance. Cependant, même si le taux d'inscription est devenu insignifiant (t=1,49), son coefficient a doublé de -0,015 à -0,033. Cela fournit des indications très peu convaincantes du fait que la hausse du taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle, bien qu'elle

13. Nous remercions un lecteur pour cette remarque.

soit mesurée de façon imprécise, pourrait avoir un effet négatif sur les probabilités d'emploi ultérieur des étudiants.

Pour les femmes, l'inclusion des personnes ne travaillant pas a produit un nouveau résultat important : le salaire médian des professeurs est devenu positif, quoique d'une importance minime (t=1,69) avec un coefficient de 0,018. Par ailleurs, le taux d'inscription devient insignifiant (t=1,50) même si, comme pour les hommes, le coefficient est encore plus négatif, passant de -0,014 à -0,033.

Ces résultats sont d'un intérêt suffisant pour que l'on se penche davantage sur la probabilité d'emploi des étudiants. Le tableau 5 présente les résultats des modèles de probabilité linéaire qu'un étudiant travaille cinq ans après l'obtention de son diplôme. (Nous avons aussi diffusé des modèles probits qui ont produit des résultats très comparables. Nous montrons les modèles de probabilité linéaire en raison de la facilité d'interprétation des coefficients.) Ces modèles ont utilisé les mêmes variables explicatives que celles des modèles salariaux du tableau 1, y compris les variables nominales pour chaque université.

Les résultats tendent à confirmer les inférences des modèles salariaux qui ont rajouté à l'échantillon les personnes ne travaillant pas. La section supérieure du tableau 5 montre les résultats pour les hommes. Aucune caractéristique universitaire n'est fortement liée à la probabilité d'emploi, bien que la variable qui s'en rapproche le plus soit le salaire médian des professeurs (t=1,53). Le coefficient suggère qu'une hausse de 1 000 $ du salaire médian des professeurs est associée à une hausse de 0,26 % de la probabilité d'emploi.

La section inférieure du tableau 5 montre les résultats chez les femmes. La teneur générale des résultats est comparable à celle des résultats chez les hommes. À une exception importante près, aucune caractéristique universitaire n'est importante et les signes des coefficients correspondent aux résultats chez les hommes. Comme chez les hommes, la variable la plus significative est le salaire médian des professeurs, mais contrairement au modèle des hommes, elle devient légèrement significative (t=1,91). Une hausse de 1 000 $ du salaire médian des professeurs devrait faire augmenter de 0,36 % la probabilité d'emploi des diplômées.

Bien que d'autres variables, éventuellement macroéconomiques, puissent motiver cette relation d'une manière qui n'est pas saisie par nos variables nominales par période et par province, nous concluons prudemment qu'à une université donnée, la hausse du salaire des professeurs pourrait être associée à de meilleurs résultats d'emploi pour les étudiants cinq ans après l'obtention du diplôme.

Examen plus approfondi des effets universitaires fixes[14]

Dans cette sous-section, nous examinons la variation des coefficients des effets universitaires fixes. Avant cela, nous devons souligner l'existence de problèmes liés à l'erreur de mesure et de justesse des variables omises qui limitent nos déclarations. Nous abordons ces deux problèmes l'un après l'autre.

Premièrement, les problèmes d'interprétation touchent toutes les tentatives de modéliser les salaires individuels en fonction des caractéristiques personnelles, parce que le chercheur ne sait pas si les caractéristiques non observées telles que la capacité et la motivation sont liées aux caractéristiques personnelles observées. Comme il a déjà été mentionné, les caractéristiques personnelles non observées expliquent certainement une partie des grandes variations de salaires liées à la majeure

14. Nous remercions un lecteur pour nous avoir suggéré un grand nombre des exercices résumés dans cette section.

universitaire. De même, quand nous examinons les différences de revenus moyens (conditionnels) des diplômés dans les différentes universités, mesurées d'après les effets universitaires fixes, ces différences reflètent probablement en partie les variations notées dans les caractéristiques non observées chez les étudiants. Ces différences reflètent la manière dont les étudiants font leurs propres choix et sont choisis dans les différentes universités. Autrement dit, si nous affections au hasard deux personnes identiques à deux universités différentes, nous ne nous attendrions pas à ce que l'écart observé au niveau de leur salaire soit équivalent à l'écart prévu par le modèle aux effets universitaires fixes, parce que ces derniers ne sont que partiellement déterminants.

Deuxièmement, comme on estime que les effets universitaires fixes cadrent avec les données-échantillons et sont sujets à une erreur d'échantillonnage, le fait de les traiter comme des paramètres connus tendrait à surestimer la variation réelle des salaires en fonction de l'université fréquentée[15].

Il reste néanmoins intéressant de voir l'ampleur que pourrait prendre la variation des revenus moyens entre les universités. La figure 1 montre les revenus prévus d'une personne présentant des caractéristiques observables moyennes calculés à partir de notre échantillon pour chacun des effets universitaires fixes, classés de l'université la « moins rémunératrice » à l'université la « plus rémunératrice ». Afin de renforcer la précision des résultats, nous avons estimé un modèle de logarithme des salaires rassemblant les hommes et les femmes tout en ajoutant une variable nominale pour les femmes. Les résultats sont largement comparables aux analyses séparées des hommes et des femmes, mais comme prévu, ils sont légèrement plus variables. Dans cette figure, la différence des revenus prévus entre les universités s'explique par la substitution d'un coefficient des effets fixes à un autre dans l'équation. Les points pleins indiquent les revenus prévus, tandis que la ligne verticale indique les intervalles de confiance de 95 % en fonction des erreurs-types sur les effets universitaires fixes[16].

La première chose qui frappera la plupart des lecteurs est la variation relativement grande des revenus moyens prévus, d'un minimum de 30 800 $ à un maximum de 38 700 $, la moyenne étant de 35 400 $. Cela se traduit par une variation de revenus d'environ 25,6 %, ce qui est nettement inférieur à la variation de 60 % notée antérieurement dans les majeures de collège. Bien sûr, une partie de la variation des salaires prévus liée à la fois à l'université fréquentée et à la majeure de collège reflétera la variation d'échantillonnage.

Nous pouvons aussi apprendre des choses sur la répartition des revenus prévus. Il semble y avoir une hausse relativement progressive et régulière des revenus prévus dans l'ensemble des universités, avec peut-être une fin plus longue aux échelons inférieurs. Ces impressions sont confirmées par un aplatissement et une asymétrie légèrement négatifs (avec des valeurs respectives de -0,55 et -0,26). Autrement dit, il y a plus d'universités très en dessous de la moyenne que très au-dessus, et il y a plus d'universités aux deux extrêmes que l'on ne pourrait l'espérer si celles-ci découlaient d'une

15. Il existe un moyen de corriger cela. Nous pouvons par exemple estimer la variance des réels effets universitaires fixes sous-jacents en ôtant de la variance observée dans les effets universitaires fixes la somme des carrés des erreurs-types divisée par le nombre d'effets fixes moins un. Cependant, comme cela s'est souvent produit avec cette approche, l'estimation de la variance résultante était négative. Cela provient de l'utilisation des erreurs-types sur les coefficients pour estimer leur variance réelle. Toujours est-il que cet exercice suggère que la variation réelle des résultats sous-jacents est inférieure à celle que suggère la figure 1.

16. Nous avons prédit les logarithmes des salaires en utilisant la moyenne de toutes les variables explicatives séparément des effets fixes, en ajoutant le coefficient d'effet fixe pour l'université donnée, puis en convertissant l'exponentielle de ce résultat en revenus annuels selon les prix de 1995. Les intervalles de confiance ont été calculés de la même façon.

répartition normale. Certes, les universités canadiennes sont réparties très largement en matière de revenus de leurs diplômés. Toutefois, un examen visuel suggère que le système national n'est pas caractérisé par une poignée d'universités dominant complètement tout le reste.

Il vaut la peine d'examiner la corrélation entre les effets fixes et les moyennes des caractéristiques universitaires, tout en gardant à l'esprit le fait qu'il existe une myriade d'enchaînements de causalité entre l'université fréquentée et les revenus des diplômés. Pour nos variables explicatives, nous nous sommes fondés sur la moyenne des caractéristiques universitaires calculées pour chacune des trois cohortes. En outre, nous pouvons relier ces effets fixes aux deux mesures de la réussite des études secondaires des nouveaux étudiants de première année que nous avons brièvement abordées au début de la section des résultats. Nous avons aussi cherché des mesures plus directes de la qualité et de la quantité des recherches émanant de chaque université. Par conséquent, pour un petit échantillon de neuf universités, nous avons pu calculer le nombre de publications à un moment donné.

Nous avons calculé les corrélations entre les coefficients des effets fixes, ainsi que les valeurs p pour le caractère nul de l'absence d'association entre les coefficients et la caractéristique donnée. Le tableau 6 montre les résultats, le premier chiffre de chaque cellule indiquant la corrélation et le deuxième chiffre précisant la valeur p. Dans la plupart des cas, on n'observe aucune corrélation significative. Nous montrons les résultats en fonction des régressions du logarithme des salaires pour l'échantillon combiné et pour les hommes et les femmes séparément.

Dans la plupart des cas, nous trouvons le signe prévu pour les corrélations. Il y a quelques exceptions, telles que des corrélations négatives avec le rapport professeur-étudiant et les droits et frais de scolarité totaux en arts. Mais ces corrélations sont extrêmement faibles au sens où nous retenons fortement le caractère nul de la corrélation zéro. Les classements de la revue Maclean's sont un pot-pourri, montrant dans certains cas une corrélation positive avec les revenus, mais dans d'autres, une corrélation négative[17].

Peut-être que l'un des résultats les plus utiles de cette analyse est que la corrélation entre le taux d'inscription moyen dans chaque université et les revenus moyens après obtention du diplôme est positive, comme le reflètent les coefficients des effets fixes. Rappelez-vous que nous avons généralement observé, dans les tableaux 1 et 2, que le coefficient du taux d'inscription était *négatif*. Pourquoi les résultats sont-ils différents? Notre stratégie d'identification dans les tableaux 1 et 2 consistait à mesurer la corrélation entre les *changements* en matière de taux d'inscription et de revenus ultérieurs des diplômés dans chaque université. Le coefficient négatif pourrait bien être partiellement déterminant et refléter un effet d'éviction dû à une augmentation subite du taux d'inscription.

17. Les classements de la revue Maclean's mesurent l'expérience des étudiants de premier cycle dans les universités canadiennes, comparant les écoles dans trois groupes de pairs. Les universités principalement de premier cycle sont celles qui se concentrent largement sur l'enseignement de premier cycle, avec relativement peu de programmes d'études supérieures. Pour le classement selon la réputation, Maclean's a interrogé des conseillers d'orientation d'école secondaire, des représentants universitaires, des chefs d'organismes, des présidents-directeurs généraux et des recruteurs dans des entreprises situées dans l'ensemble du pays. En dessous de cela, dans le tableau 6, nous montrons une corrélation avec le classement selon les publications. Chant et Gibson (2002) font un rapport sur diverses disciplines, telles que l'informatique et le génie dans les trois premières universités canadiennes par nombre d'articles publiés entre 1994 et 1998. Nous avons compté le nombre de fois où une université figurait parmi les trois premières. Ensuite, l'université citée le plus souvent était classée première et ainsi de suite. Cette mesure de la qualité de recherche est visiblement assez imparfaite, parce que les universités qui se classent juste en dessous des trois premières ne sont pas comptées du tout. Quoi qu'il en soit, cette variable est intéressante, car elle est la seule à mesurer les résultats de recherche.

Mais cette stratégie d'identification nous en dit peu sur la taille optimale d'une université canadienne. Les raisons pour lesquelles la University of Toronto et la Trent University ont choisi des tailles considérablement différentes pour leur population étudiante de premier cycle sont nombreuses. La corrélation positive entre le taux d'inscription moyen et les revenus moyens suggère, très faiblement, qu'au Canada, les étudiants diplômés d'une plus grande université gagnent légèrement plus. Mais nous ne devrions pas compter sur cette corrélation positive pour prédire que doubler la taille de toutes les universités du Canada améliorerait la situation financière de tous les diplômés. Trop de facteurs non observés ont tout simplement mené à des variations entre les universités dans les moyennes établies au fil du temps relativement à des caractéristiques telles que le taux d'inscription.

En revanche, le coefficient négatif du taux d'inscription dans nos modèles antérieurs fondés sur les effets fixes pourrait bien représenter les conséquences de la hausse à court terme du taux d'inscription pour les étudiants, parce que les aspects fixes de chaque université et de sa population étudiante ont été éliminés de l'équation. Par exemple, le coefficient négatif du taux d'inscription pourrait bien saisir les conséquences négatives de la hausse à court terme du taux d'inscription pour les étudiants. Cette hypothèse est corroborée par une conclusion connexe voulant que la hausse du taux d'inscription dans une université donnée mène à des changements en matière de choix de la majeure pour abandonner les majeures les plus rémunératrices. Cela ressemble aux cas de saturation que les professeurs d'université rencontrent fréquemment sur leur campus.

5. *Conclusion*

Ce document présente la première analyse du lien entre les ressources universitaires et les revenus des étudiants canadiens de premier cycle après l'obtention de leur diplôme. À ce que nous sachions, c'est aussi dans le présent document que les effets universitaires fixes ont été utilisés pour la première fois dans le but de tenir compte des caractéristiques non observées et fixes de l'université. Nous tirons des preuves évidentes qu'il existe des effets salariaux fixes et non observés associés à la fréquentation de différentes universités et que le fait de ne pas rendre compte de ces effets fixes influe matériellement sur les résultats. Après incorporation de ces effets fixes, nous découvrons que les caractéristiques universitaires, en particulier le rapport professeur-étudiant, le taux d'inscription et les frais peuvent expliquer certaines des différences en matière de revenus entre les universités.

Dans les modèles qui ne tiennent pas compte de la majeure, les coefficients des caractéristiques universitaires sont généralement doublés, et, chez les femmes, un grand nombre des caractéristiques universitaires deviennent significatives sur le plan statistique. Nous inférons que, chez les hommes et les femmes, une hausse du rapport professeur-étudiant, une baisse du taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle et une hausse des frais sont associées à des revenus plus élevés cinq ans après l'obtention du diplôme, et que bon nombre de ces effets escomptés se manifestent par des changements de majeure.

Bien sûr, ces corrélations s'expliquent de maintes façons. Par exemple, l'effet négatif escompté d'une hausse du taux d'inscription à une université pourrait refléter soit les effets de saturation, soit une baisse des normes d'admission, entre bien d'autres choses. Cependant, comme cet effet d'un taux d'inscription plus élevé est en grande partie associé aux changements touchant les choix de majeures des étudiants, l'hypothèse de congestion semble quelque peu plausible. Autre exemple, le coefficient positif des frais pourrait laisser supposer que les universités utilisent les revenus des frais accrus pour développer de préférence les majeures qui mènent aux carrières les mieux payées. Par

ailleurs, le coefficient positif des frais pourrait simplement refléter la collinéarité avec les variables latentes.

Il existe d'autres moyens par lesquels les changements en matière de ressources universitaires pourraient influencer les résultats pour les étudiants. Nous avons étudié l'un de ces mécanismes en modélisant la probabilité d'emploi cinq ans après l'obtention du diplôme et nous avons trouvé des indications relativement peu convaincantes d'une relation. Les ressources universitaires pourraient également jouer un rôle déterminant en influant sur la probabilité que les étudiants universitaires obtiennent leur diplôme. Étant donné que la base de sondage de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END) commence par un échantillon de diplômés, nous n'avons pas pu étudier ce phénomène. Il est donc possible que nous sous-estimions les effets globaux des caractéristiques universitaires sur les résultats.

Un autre résultat frappant de cette analyse est la mesure dans laquelle la majeure et le choix d'université d'un étudiant influencent ses revenus ultérieurs. Les revenus cinq ans après l'obtention du diplôme ont varié d'environ 60 % entre les majeures offrant le taux de rémunération le plus élevé et celles qui offrent le taux de rémunération le plus faible (respectivement « Autres domaines de la santé » et « Beaux-arts/Lettres et sciences humaines »). De même, les coefficients des effets universitaires fixes suggèrent que les revenus moyens des diplômés, toutes autres choses étant égales par ailleurs, varient d'environ 26 % entre l'université la moins rémunératrice et l'université la plus rémunératrice. Il est important de reconnaître que ces variations estimées de 60 % et 26 % des salaires liées à la majeure et à l'université sont susceptibles d'être surestimées en raison d'une erreur d'échantillonnage. En outre, la sélection des étudiants dans les majeures et les universités contribue de façon presque certaine à ces deux grands écarts en matière de revenus.

En revanche, les variations au fil du temps en matière de ressources de chaque université et d'autres caractéristiques peuvent expliquer une proportion relativement réduite de variation totale des salaires. Par exemple, chez les hommes et les femmes, une hausse du taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle de 1 000, soit une hausse d'environ 8 % dans une université typique, est associée à une baisse de revenus de l'ordre de 1 % ou 2 % cinq ans après l'obtention du diplôme dès que nous laissons les changements sur le plan du taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle faire également leur effet sur la majeure. Ces changements prévus sont importants, bien que modestes comparativement à la plage de revenus liés à l'université et à la majeure sélectionnées.

Que laissent entendre nos conclusions concernant la littérature antérieure sur la qualité des universités américaines, qui s'est fondée sur la variation purement transversale pour définir l'incidence des dépenses universitaires? L'approche traditionnellement utilisée dans cette documentation consiste à tenir compte des caractéristiques universitaires observées et du biais de sélectivité dans les admissions universitaires. Bien que nos modèles de moindres carrés ordinaires suivent une approche comparable, notre mesure de la sélectivité du processus d'admission de chaque université est plutôt schématique comparativement à ce qui est disponible dans les séries de données américaines. Il se pourrait fort bien que les mesures supérieures de sélectivité universitaire employées par les auteurs précédents tiennent suffisamment compte des caractéristiques non observées de chaque université. Néanmoins, notre rejet cohérent et fort de l'hypothèse selon laquelle les revenus des étudiants de premier cycle étaient identiques d'un campus à l'autre après prise en compte de la série de mesures standard de la qualité des universités, des antécédents personnels et de la sélectivité sur le plan des admissions soulève de sérieuses questions sur l'interprétation des précédentes conclusions. Ayant cela à l'esprit, nous avons essayé de mettre en

évidence les éléments de convergence et de divergence entre nos conclusions et celles des travaux antérieurs comportant des données américaines.

Par ailleurs, nous croyons, après réflexion, que notre approche des effets fixes est utile. Elle offre une orientation stratégique plus directe que les régressions transversales qui caractérisent la documentation antérieure. En fait, nous posons la question suivante : qu'advient-il des revenus des diplômés si les ressources investies dans l'université *changent* alors que l'étudiant est inscrit? Notre analyse ne peut nous permettre de dire aux étudiants de premier cycle quelle université il est préférable de fréquenter, parce que nous distinguons les revenus moyens des diplômés de chaque université et les valeurs moyennes de chaque caractéristique universitaire. Mais nous pouvons faire des prévisions sur le résultat probable lorsque les ressources changent au fil du temps. Tout au moins dans le cas du rapport professeur-étudiant, les dépenses supplémentaires semblent avoir une importance. Réciproquement, l'augmentation de la taille de la population étudiante de premier cycle dans une université donnée est associée à la baisse des revenus.

Malgré nos résultats en faveur de l'hypothèse selon laquelle les changements en matière de ressources universitaires influent de manière tangible sur les revenus des étudiants de premier cycle, la conclusion la plus importante de l'étude concerne le caractère négligeable de ces effets. Les variations en matière de dépenses universitaires — sur au moins une décennie — pourraient avoir une incidence beaucoup plus faible sur les revenus des diplômés que les variations relatives aux caractéristiques non observées parmi les universités et les grandes variations observées en matière de revenus d'une majeure universitaire à l'autre. En bref, pour les étudiants universitaires, la nature et le lieu des études importent plus que la taille des classes à l'université ou le rang du professeur qui enseigne.

Est-il possible de rapprocher les petits effets marginaux des changements contemporains en matière de ressources universitaires et les grandes différences observées d'une université à l'autre après avoir tenu compte, dans une certaine mesure, de la qualité des étudiants qui entrent? L'un des moyens de le faire est de conjecturer que la qualité de l'université est liée à un climat de bon enseignement propre à l'université. Ce climat dépend du stock qui peut être augmenté ou réduit par les ressources consacrées à la qualité de l'enseignement, mais seulement à un rythme lent. Pour soumettre cette hypothèse à des tests formels, les chercheurs pourraient se fonder sur des observations à long terme des universités, en opposant en particulier les universités nouvelles ou considérablement changées aux universités plus établies. Frenette (à paraître en 2007) étudie la création des nouvelles universités au Canada et l'effet sur les taux d'inscription aux études postsecondaires. Son sondage sur la répartition des universités dans l'ensemble du Canada laisse entendre que les études à long terme pourraient constituer une voie fructueuse pour la recherche future.

Tableau 1 Estimations des modèles de logarithme des salaires de base pour les hommes fondés sur des effets fixes universitaires

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Rapport professeur-étudiant	0,2421	...	...	...	...	-0,7359
	(2,04)**	...	...	...	...	(0,93)
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	-0,0017	...	...	...	-0,0024
	...	(0,64)	...	...	...	(0,88)
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0149	...	...	-0,0126
	...	...	(2,62)***	...	...	(1,33)
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	-0,0136	...	-0,5380
	...	...	...	(0,10)	...	(2,60)***
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,0151	0,0642
	...	...	...	...	(2,26)**	(1,42)
Âge	-0,0013	-0,0009	-0,0012	-0,0008	-0,0014	-0,0014
	(0,29)	(0,19)	(0,26)	(0,18)	(0,30)	(0,30)
Âge au carré	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	(0,21)	(0,07)	(0,19)	(0,07)	(0,23)	(0,24)
Expérience avant le diplôme	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016
	(8,85)***	(8,84)***	(8,83)***	(8,82)***	(8,85)***	(8,84)***
Terre-Neuve	-0,1202	-0,1185	-0,1223	-0,1195	-0,1201	-0,1184
	(3,38)***	(3,33)***	(3,44)***	(3,36)***	(3,38)***	(3,33)***
Île-du-Prince-Édouard	-0,2592	-0,2593	-0,2598	-0,2592	-0,2593	-0,2552
	(5,23)***	(5,24)***	(5,25)***	(5,23)***	(5,24)***	(5,15)***
Nouvelle-Écosse	-0,2427	-0,2428	-0,2429	-0,2426	-0,2426	-0,2406
	(8,06)***	(8,06)***	(8,07)***	(8,05)***	(8,06)***	(7,99)***
Nouveau-Brunswick	-0,1984	-0,1983	-0,1998	-0,1983	-0,1983	-0,1996
	(6,01)***	(6,01)***	(6,05)***	(6,01)***	(6,01)***	(6,05)***
Québec	-0,1177	-0,1184	-0,1180	-0,1179	-0,1174	-0,1169
	(2,97)***	(2,98)***	(2,97)***	(2,97)***	(2,96)***	(2,95)***
Manitoba	-0,1811	-0,1811	-0,1814	-0,1807	-0,1813	-0,1824
	(5,72)***	(5,72)***	(5,73)***	(5,70)***	(5,72)***	(5,76)***
Saskatchewan	-0,1390	-0,1387	-0,1395	-0,1385	-0,1393	-0,1407
	(4,30)***	(4,29)***	(4,31)***	(4,28)***	(4,31)***	(4,35)***
Alberta	-0,0091	-0,0089	-0,0094	-0,0087	-0,0094	-0,0101
	(0,38)	(0,37)	(0,39)	(0,36)	(0,39)	(0,42)
Colombie-Britannique	0,0001	0,0009	-0,0004	0,0009	-0,0001	-0,0002
	(0,00)	(0,04)	(0,02)	(0,03)	(0,01)	(0,01)
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	0,3184	0,3178	0,3190	0,3180	0,3180	0,3189
	(3,94)***	(3,93)***	(3,95)***	(3,93)***	(3,93)***	(3,95)***
Aucune spécialité	-0,1756	-0,1765	-0,1766	-0,1762	-0,1763	-0,1787
	(7,51)***	(7,55)***	(7,56)***	(7,54)***	(7,55)***	(7,61)***
Éducation élémentaire et secondaire	-0,2369	-0,2367	-0,2362	-0,2364	-0,2369	-0,2354
	(11,25)***	(11,24)***	(11,22)***	(11,22)***	(11,25)***	(11,18)***

Tableau 1 Estimations des modèles de logarithme des salaires de base pour les hommes fondés sur des effets fixes universitaires (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Autres domaines d'études	-0,2412	-0,2433	-0,2418	-0,2431	-0,2413	-0,2430
	(9,75)***	(9,84)***	(9,78)***	(9,83)***	(9,76)***	(9,82)***
Beaux-arts, lettres et sciences humaines	-0,4253	-0,4258	-0,4250	-0,4260	-0,4251	-0,4245
	(21,34)***	(21,36)***	(21,33)***	(21,37)***	(21,33)***	(21,31)***
Commerce	-0,0713	-0,0716	-0,0712	-0,0716	-0,0713	-0,0711
	(4,10)***	(4,11)***	(4,09)***	(4,11)***	(4,10)***	(4,09)***
Économie	-0,0786	-0,0794	-0,0786	-0,0793	-0,0783	-0,0771
	(2,95)***	(2,98)***	(2,95)***	(2,97)***	(2,94)***	(2,89)***
Autres domaines des sciences sociales	-0,2730	-0,2733	-0,2737	-0,2734	-0,2731	-0,2737
	(14,66)***	(14,67)***	(14,70)***	(14,67)***	(14,66)***	(14,70)***
Sciences agronomiques et sciences biologiques	-0,2105	-0,2113	-0,2109	-0,2113	-0,2104	-0,2117
	(10,01)***	(10,05)***	(10,03)***	(10,05)***	(10,01)***	(10,08)***
Sciences vétérinaires	-0,1216	-0,1219	-0,1220	-0,1218	-0,1217	-0,1333
	(2,54)**	(2,55)**	(2,55)**	(2,54)**	(2,55)**	(2,78)***
Autres domaines de la santé (non médical)	0,0772	0,0788	0,0739	0,0783	0,0768	0,0744
	(2,18)**	(2,23)**	(2,09)**	(2,21)**	(2,17)**	(2,10)**
Informatique	-0,0133	-0,0110	-0,0137	-0,0114	-0,0135	-0,0131
	(0,59)	(0,49)	(0,61)	(0,51)	(0,60)	(0,58)
Mathématiques et sciences physiques	-0,1610	-0,1614	-0,1611	-0,1616	-0,1609	-0,1607
	(7,65)***	(7,67)***	(7,66)***	(7,68)***	(7,65)***	(7,64)***
Parent seul	0,0994	0,0996	0,0990	0,0998	0,0994	0,0987
	(2,42)**	(2,42)**	(2,41)**	(2,43)**	(2,42)**	(2,40)**
Parent marié	0,1401	0,1400	0,1405	0,1399	0,1402	0,1408
	(11,35)***	(11,33)***	(11,38)***	(11,33)***	(11,35)***	(11,40)***
Marié sans enfant	0,1028	0,1023	0,1029	0,1023	0,1029	0,1027
	(9,14)***	(9,09)***	(9,15)***	(9,10)***	(9,14)***	(9,13)***
Langue parlée et région						
Anglais, Québec	-0,0313	-0,0318	-0,0304	-0,0318	-0,0316	-0,0326
	(0,68)	(0,69)	(0,66)	(0,69)	(0,69)	(0,71)
Français, extérieur du Québec	-0,0295	-0,0287	-0,0298	-0,0287	-0,0296	-0,0281
	(0,97)	(0,94)	(0,98)	(0,94)	(0,97)	(0,92)
Autre langue, Québec	-0,0760	-0,0774	-0,0754	-0,0777	-0,0759	-0,0757
	(1,31)	(1,34)	(1,30)	(1,34)	(1,31)	(1,31)
Autre langue, extérieur du Québec	-0,0475	-0,0474	-0,0474	-0,0476	-0,0474	-0,0468
	(2,70)***	(2,69)***	(2,69)***	(2,71)***	(2,69)***	(2,66)***
Certaines études collégiales ou au CEGEP	-0,0055	-0,0009	-0,0061	-0,0004	-0,0062	-0,0065
	(0,26)	(0,04)	(0,29)	(0,02)	(0,29)	(0,31)
Avant obtention du baccalauréat	0,0648	0,0644	0,0638	0,0642	0,0648	0,0639
	(3,84)***	(3,82)***	(3,79)***	(3,81)***	(3,85)***	(3,79)***
Avant obtention de la maîtrise	0,1416	0,1399	0,1391	0,1389	0,1415	0,1392
	(2,71)***	(2,68)***	(2,67)***	(2,66)***	(2,71)***	(2,67)***
Avant obtention du doctorat	0,5614	0,5597	0,5565	0,5602	0,5616	0,5519
	(1,38)	(1,38)	(1,37)	(1,38)	(1,38)	(1,36)

Tableau 1 Estimations des modèles de logarithme des salaires de base pour les hommes fondés sur des effets fixes universitaires (fin)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Autres études postsecondaires	0,0280	0,0153	0,0309	0,0143	0,0298	0,0349
	(0,95)	(0,53)	(1,06)	(0,49)	(1,01)	(1,19)
Père : études postsecondaires	-0,0067	-0,0070	-0,0066	-0,0069	-0,0066	-0,0063
	(0,61)	(0,63)	(0,60)	(0,63)	(0,61)	(0,57)
Père : éducation manquante	0,0182	0,0183	0,0179	0,0184	0,0183	0,0182
	(0,59)	(0,59)	(0,58)	(0,59)	(0,59)	(0,59)
Mère : études postsecondaires	-0,0146	-0,0143	-0,0145	-0,0144	-0,0146	-0,0143
	(1,30)	(1,27)	(1,29)	(1,28)	(1,30)	(1,28)
Mère : éducation manquante	-0,0173	-0,0171	-0,0170	-0,0169	-0,0173	-0,0187
	(0,52)	(0,51)	(0,51)	(0,50)	(0,52)	(0,56)
Études terminées en 1986	-0,0629	-0,0622	-0,0421	-0,0636	-0,0674	-0,0545
	(5,30)***	(5,13)***	(2,91)***	(5,30)***	(5,63)***	(2,22)**
Études terminées en 1990	-0,0956	-0,0954	-0,0622	-0,0992	-0,1029	-0,0903
	(6,90)***	(6,37)***	(3,15)***	(7,22)***	(7,44)***	(2,37)**
Constante	10,7200	10,8532	10,9065	10,7367	10,7195	11,0782
	(111,38)***	(51,98)***	(93,95)***	(110,84)***	(111,42)***	(43,56)***
Observations	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631
Nombre d'universités	43	43	43	43	43	43
R au carré	0,1540	0,1536	0,1543	0,1536	0,1541	0,1553
Tests des moindres carrés ordinaires par rapport aux effets fixes (valeur prédictive)	0,002	0,007	0,004	0,005	0,001	0,002

... n'ayant pas lieu de figurer

* Significatif au niveau de 10 %.

** Significatif au niveau de 5 %.

*** Significatif au niveau de 1 %.

Notes : Les chiffres entre parenthèses sont des variables auxiliaires t absolues. Le bas du tableau contient des valeurs prédictives de tests de modèles de moindres carrés ordinaires par rapport à des modèles à effets fixes universitaires, et de modèles de moindres carrés ordinaires par rapport à des modèles à effets aléatoires universitaires. On entend par expérience les mois d'expérience de travail avant l'obtention du diplôme. L'âge correspond à l'âge au moment de l'observation des salaires. La province correspond à la province de résidence au moment de l'observation des salaires. On compte parmi les autres variables explicatives qui n'ont pas été présentées les effets fixes universitaires; les variables nominales indiquant si la mère ou le père de la personne avait oui ou non fait des études postsecondaires; les variables nominales pour l'éducation manquante des parents; les variables nominales pour les personnes dont la langue parlée à la maison et la région étaient (anglais, Québec), (français, extérieur du Québec), (autre langue, Québec) et (autre langue, extérieur du Québec); les variables nominales pour le lieu de résidence dans l'année de l'observation des salaires dans toutes les provinces sauf l'Ontario; une variable nominale pour les personnes habitant dans les Territoires du Nord-Ouest ou au Yukon; les variables nominales pour les parents seuls, les parents mariés et les personnes mariées sans enfant, et les variables nominales pour les cohortes ayant terminé leurs études en 1986 ou en 1990. Le R au carré est net de la capacité explicative des effets fixes universitaires. Les régressions contiennent une série de variables nominales. Les catégories omises sont les suivantes : pour le domaine d'études, l'ingénierie; pour l'état matrimonial et parental, célibataire/veuf/séparé/divorcé sans enfant; pour la province de résidence, l'Ontario; pour la langue parlée et la région, la langue majoritaire (français au Québec et anglais ailleurs); pour les études postsecondaires antérieures, aucunes études postsecondaires; et pour les études de la mère et du père, aucunes études postsecondaires.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau 2 Estimations des modèles de logarithme des salaires de base pour les femmes fondés sur des effets fixes universitaires

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Rapport professeur-étudiant	0,1666	...	...	...	...	-0,6715
	(1,28)	...	...	...	...	(0,72)
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	-0,0025	...	...	...	-0,0023
	...	(0,78)	...	...	...	(0,71)
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0135	...	...	-0,0194
	...	...	(2,12)**	...	...	(1,78)*
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	0,2240	...	0,1803
	...	...	...	(1,50)	...	(0,78)
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,0103	0,0230
	...	...	...	...	(1,41)	(0,43)
Âge	0,0207	0,0207	0,0208	0,0207	0,0207	0,0207
	(4,02)***	(4,02)***	(4,03)***	(4,02)***	(4,02)***	(4,02)***
Âge au carré	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002
	(3,63)***	(3,62)***	(3,64)***	(3,64)***	(3,63)***	(3,64)***
Expérience avant le diplôme	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013	0,0013
	(8,75)***	(8,77)***	(8,72)***	(8,76)***	(8,75)***	(8,71)***
Terre-Neuve	-0,0962	-0,0954	-0,0960	-0,0969	-0,0963	-0,0958
	(2,21)**	(2,19)**	(2,21)**	(2,23)**	(2,21)**	(2,20)**
Île-du-Prince-Édouard	-0,2953	-0,2960	-0,2947	-0,2964	-0,2953	-0,2960
	(5,07)***	(5,08)***	(5,06)***	(5,09)***	(5,07)***	(5,08)***
Nouvelle-Écosse	-0,2039	-0,2037	-0,2030	-0,2033	-0,2039	-0,2021
	(5,64)***	(5,63)***	(5,61)***	(5,62)***	(5,64)***	(5,59)***
Nouveau-Brunswick	-0,1275	-0,1266	-0,1270	-0,1283	-0,1277	-0,1273
	(3,16)***	(3,14)***	(3,15)***	(3,18)***	(3,17)***	(3,15)***
Québec	-0,0979	-0,0968	-0,0981	-0,0980	-0,0979	-0,0980
	(2,02)**	(2,00)**	(2,03)**	(2,03)**	(2,02)**	(2,03)**
Manitoba	-0,1102	-0,1104	-0,1096	-0,1107	-0,1101	-0,1094
	(2,80)***	(2,81)***	(2,79)***	(2,82)***	(2,80)***	(2,78)***
Saskatchewan	-0,1099	-0,1097	-0,1100	-0,1097	-0,1098	-0,1095
	(2,77)***	(2,77)***	(2,78)***	(2,77)***	(2,77)***	(2,76)***
Alberta	0,0142	0,0141	0,0146	0,0140	0,0142	0,0145
	(0,47)	(0,46)	(0,48)	(0,46)	(0,47)	(0,47)
Colombie-Britannique	-0,0023	-0,0018	-0,0025	-0,0027	-0,0023	-0,0025
	(0,07)	(0,06)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	0,2733	0,2717	0,2747	0,2738	0,2731	0,2738
	(3,27)***	(3,25)***	(3,29)***	(3,28)***	(3,27)***	(3,28)***
Aucune spécialité	-0,2378	-0,2390	-0,2373	-0,2395	-0,2383	-0,2404
	(5,15)***	(5,17)***	(5,14)***	(5,18)***	(5,16)***	(5,19)***

Tableau 2 Estimations des modèles de logarithme des salaires de base pour les femmes fondés sur des effets fixes universitaires (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Éducation élémentaire/secondaire	-0,1969	-0,1969	-0,1953	-0,1968	-0,1969	-0,1946
	(4,64)***	(4,64)***	(4,60)***	(4,64)***	(4,64)***	(4,58)***
Autres domaines d'études	-0,2372	-0,2390	-0,2358	-0,2369	-0,2372	-0,2360
	(5,30)***	(5,35)***	(5,28)***	(5,30)***	(5,31)***	(5,28)***
Beaux-arts, lettres et sciences humaines	-0,3889	-0,3892	-0,3879	-0,3884	-0,3889	-0,3868
	(9,14)***	(9,14)***	(9,11)***	(9,12)***	(9,14)***	(9,08)***
Commerce	-0,0777	-0,0778	-0,0766	-0,0774	-0,0776	-0,0756
	(1,77)*	(1,77)*	(1,74)*	(1,76)*	(1,77)*	(1,72)*
Économie	-0,1463	-0,1474	-0,1465	-0,1458	-0,1464	-0,1473
	(2,39)**	(2,41)**	(2,40)**	(2,38)**	(2,39)**	(2,41)**
Autres domaines des sciences sociales	-0,2856	-0,2858	-0,2849	-0,2853	-0,2856	-0,2845
	(6,81)***	(6,82)***	(6,80)***	(6,80)***	(6,81)***	(6,78)***
Sciences agronomiques et sciences biologiques	-0,2466	-0,2473	-0,2452	-0,2464	-0,2464	-0,2444
	(5,57)***	(5,59)***	(5,54)***	(5,57)***	(5,57)***	(5,52)***
Sciences vétérinaires	-0,1836	-0,1836	-0,1830	-0,1801	-0,1837	-0,1799
	(2,55)**	(2,55)**	(2,54)**	(2,50)**	(2,55)**	(2,50)**
Autres domaines de la santé (non médical)	-0,0592	-0,0586	-0,0587	-0,0589	-0,0594	-0,0581
	(1,37)	(1,35)	(1,36)	(1,36)	(1,37)	(1,34)
Informatique	0,0094	0,0127	0,0080	0,0101	0,0090	0,0094
	(0,17)	(0,23)	(0,15)	(0,18)	(0,16)	(0,17)
Mathématiques et sciences physiques	-0,1671	-0,1676	-0,1658	-0,1668	-0,1672	-0,1653
	(3,35)***	(3,36)***	(3,32)***	(3,34)***	(3,35)***	(3,31)***
Parent seul	-0,0221	-0,0223	-0,0224	-0,0221	-0,0220	-0,0226
	(0,70)	(0,71)	(0,71)	(0,70)	(0,70)	(0,72)
Parent marié	-0,1560	-0,1563	-0,1558	-0,1559	-0,1559	-0,1555
	(10,60)***	(10,63)***	(10,59)***	(10,60)***	(10,60)***	(10,57)***
Marié sans enfant	0,0103	0,0099	0,0103	0,0104	0,0103	0,0102
	(0,80)	(0,78)	(0,81)	(0,81)	(0,81)	(0,80)
Langue parlée et région						
Anglais, Québec	-0,1169	-0,1179	-0,1164	-0,1172	-0,1170	-0,1173
	(2,12)**	(2,14)**	(2,12)**	(2,13)**	(2,13)**	(2,13)**
Français, extérieur du Québec	0,1234	0,1237	0,1226	0,1235	0,1233	0,1225
	(3,90)***	(3,91)***	(3,87)***	(3,90)***	(3,89)***	(3,87)***
Autre langue, Québec	-0,2118	-0,2181	-0,2096	-0,2124	-0,2111	-0,2115
	(2,75)***	(2,84)***	(2,72)***	(2,76)***	(2,74)***	(2,75)***
Autre langue, extérieur du Québec	0,0010	0,0007	0,0010	0,0009	0,0010	0,0010
	(0,05)	(0,03)	(0,05)	(0,04)	(0,05)	(0,05)
Certaines études collégiales ou au CEGEP	0,0345	0,0373	0,0328	0,0351	0,0342	0,0336
	(1,53)	(1,66)*	(1,46)	(1,56)	(1,52)	(1,49)
Avant obtention du baccalauréat	0,0844	0,0842	0,0843	0,0842	0,0843	0,0838
	(4,84)***	(4,83)***	(4,84)***	(4,83)***	(4,84)***	(4,81)***

Tableau 2 Estimations des modèles de logarithme des salaires de base pour les femmes fondés sur des effets fixes universitaires (fin)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Avant obtention de la maîtrise	0,1952	0,1952	0,1960	0,1958	0,1952	0,1967
	(3,43)***	(3,43)***	(3,44)***	(3,44)***	(3,43)***	(3,45)***
Avant obtention du doctorat	0,0976	0,0953	0,0982	0,0956	0,0977	0,0948
	(0,34)	(0,34)	(0,35)	(0,34)	(0,34)	(0,33)
Autres études postsecondaires	0,0159	0,0086	0,0216	0,0144	0,0169	0,0211
	(0,55)	(0,30)	(0,75)	(0,51)	(0,58)	(0,73)
Père : études postsecondaires	0,0104	0,0099	0,0105	0,0104	0,0104	0,0104
	(0,81)	(0,78)	(0,82)	(0,82)	(0,81)	(0,82)
Père : éducation manquante	-0,0082	-0,0084	-0,0083	-0,0082	-0,0082	-0,0086
	(0,27)	(0,27)	(0,27)	(0,27)	(0,27)	(0,28)
Mère : études postsecondaires	-0,0069	-0,0070	-0,0069	-0,0070	-0,0068	-0,0069
	(0,55)	(0,56)	(0,55)	(0,56)	(0,54)	(0,55)
Mère : éducation manquante	-0,0495	-0,0494	-0,0502	-0,0495	-0,0495	-0,0504
	(1,39)	(1,38)	(1,41)	(1,39)	(1,39)	(1,41)
Études terminées en 1986	-0,0870	-0,0863	-0,0685	-0,0905	-0,0901	-0,0694
	(6,27)***	(6,18)***	(4,15)***	(6,47)***	(6,45)***	(2,47)**
Études terminées en 1990	-0,0594	-0,0572	-0,0291	-0,0613	-0,0644	-0,0254
	(3,70)***	(3,34)***	(1,30)	(3,85)***	(4,02)***	(0,58)
Constante	10,2101	10,3955	10,3709	10,2002	10,2093	10,5969
	(93,71)***	(43,06)***	(81,08)***	(93,06)***	(93,76)***	(36,57)***
Observations	8 394	8 394	8 394	8 394	8 394	8 394
Nombre d'universités	43	43	43	43	43	43
R au carré	0,1046	0,1044	0,1049	0,1046	0,1046	0,1051
Tests des moindres carrés ordinaires par rapport aux effets fixes (valeur prédictive)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

... n'ayant pas lieu de figurer

* Significatif au niveau de 10 %.

** Significatif au niveau de 5 %.

*** Significatif au niveau de 1 %.

Notes : Les chiffres entre parenthèses sont des variables auxiliaires t absolues. Voir les remarques du tableau 1.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau 3 Estimations des salaires qui ne sont pas fonction des majeures des hommes et des femmes

Hommes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Rapport professeur-étudiant	0,3543	...	...	...	...	-0,7966
	(2,86)***	...	...	...	...	(0,97)
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	-0,0010	...	...	...	-0,0017
	...	(0,36)	...	...	...	(0,62)
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0205	...	...	-0,0156
	...	...	(3,45)***	...	...	(1,57)
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	0,0857	...	-0,5230
	...	...	...	(0,61)	...	(2,42)**
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,0216	0,0708
	...	...	...	...	(3,09)***	(1,50)
Observations	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631
R au carré	0,0739	0,0729	0,0743	0,0729	0,0741	0,0753
Femmes						
Rapport professeur-étudiant	0,3138	...	...	...	...	-0,5786
	(2,38)**	...	...	...	...	(0,61)
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	-0,0033	...	...	...	-0,0031
	...	(1,04)	...	...	...	(0,94)
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0196	...	...	-0,0205
	...	...	(3,03)***	...	...	(1,84)*
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	0,3707	...	0,2149
	...	...	...	(2,44)**	...	(0,91)
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,0186	0,0238
	...	...	...	...	(2,51)**	(0,44)
Observations	8 394	8 394	8 394	8 394	8 394	8 394
R au carré	0,0645	0,0640	0,0649	0,0646	0,0646	0,0652

... n'ayant pas lieu de figurer

* Significatif au niveau de 10 %.

** Significatif au niveau de 5 %.

*** Significatif au niveau de 1 %.

Notes : Les deux sections du tableau présentent des modèles distincts pour les hommes et les femmes. Veuillez consulter le tableau 1 pour voir la liste complète des variables explicatives ne figurant pas dans ce tableau. Ces modèles sont identiques à ceux du tableau 1, sauf que les contrôles de la majeure n'ont pas été utilisés. Les chiffres entre parenthèses sont des variables auxiliaires t absolues. Voir les autres remarques du tableau 1.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau 4 Estimations des modèles de logarithme des salaires incluant les termes quadratiques des caractéristiques universitaires, pour les hommes et les femmes

Hommes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Rapport professeur-étudiant	1,6689	...	...	...	...
	(0,83)	...	...	...	...
Rapport professeur-étudiant au carré	-1,9715	...	...	...	...
	(0,71)	...	...	...	...
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	0,0327	...	...	...
	...	(1,27)	...	...	...
Salaire médian des professeurs, pour 1 000 au carré	...	-0,0003	...	...	...
	...	(1,34)	...	...	...
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0006	...	...
	...	...	(0,03)	...	...
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000 au carré	...	...	-0,0004	...	...
	...	...	(0,87)	...	...
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	0,6604	...
	...	...	...	(0,42)	...
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs au carré	...	...	...	-1,2796	...
	...	...	...	(0,43)	...
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,1649
	...	...	...	...	(2,23)**
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000 au carré	...	...	...	...	-0,0139
	...	...	...	...	(2,04)**
Observations	7 631	7 631	7 631	7 631	7 631
R au carré	0,1541	0,1538	0,1544	0,1536	0,1546
Femmes					
Rapport professeur-étudiant	2,6913	...	...	...	...
	(1,19)	...	...	...	...
Rapport professeur-étudiant au carré	-3,4857	...	...	...	...
	(1,12)	...	...	...	...
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	0,0588	...	...	...
	...	(2,09)**	...	...	...
Salaire médian des professeurs, pour 1 000 au carré	...	-0,0005	...	...	...
	...	(2,19)**	...	...	...
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0283	...	...
	...	...	(1,41)	...	...
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000 au carré	...	...	0,0004	...	...
	...	...	(0,78)	...	...
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	1,5386	...
	...	...	...	(0,86)	...
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs au carré	...	...	...	-2,4965	...
	...	...	...	(0,74)	...
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,1578
	...	...	...	...	(1,82)*
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000 au carré	...	...	...	...	-0,0137
	...	...	...	...	(1,71)*
Observations	8,394	8,394	8,394	8,394	8,394
R au carré	0,1047	0,1050	0,1049	0,1047	0,1049

... n'ayant pas lieu de figurer

* Significatif au niveau de 10 %.

** Significatif au niveau de 5 %.

*** Significatif au niveau de 1 %.

Notes : Ce tableau présente des modèles distincts pour les hommes et les femmes. Les variables explicatives sont identiques à celles des tableaux 1 et 2, sauf qu'il y a un terme au carré pour chaque caractéristique universitaire. Les chiffres entre parenthèses sont des variables auxiliaires t absolues.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau 5 Modèles de probabilité linéaire, pour les hommes et les femmes, d'avoir un emploi cinq ans après l'obtention du diplôme

Hommes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Rapport professeur-étudiant	0,0197	...	...	...	...	-0,2922
	(0,26)	...	...	...	...	(0,58)
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	0,0026	...	...	...	0,0024
	...	(1,53)	...	...	...	(1,38)
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0032	...	...	-0,0048
	...	...	(0,88)	...	...	(0,78)
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	-0,0518	...	-0,1378
	...	...	...	(0,59)	...	(1,03)
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,0015	0,0185
	...	...	...	...	(0,34)	(0,64)
Observations	8 311	8 311	8 311	8 311	8 311	8 311
R au carré	0,0529	0,0532	0,0530	0,0530	0,0529	0,0535
Femmes						
Rapport professeur-étudiant	0,0184	...	...	...	...	-0,4360
	(0,24)	...	...	...	...	(0,79)
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	...	0,0036	...	...	...	0,0036
	...	(1,91)*	...	...	...	(1,90)*
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	...	...	-0,0037	...	...	-0,0067
	...	...	(0,97)	...	...	(1,04)
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	...	...	...	-0,0109	...	-0,0351
	...	...	...	(0,12)	...	(0,25)
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	...	...	...	...	0,0013	0,0210
	...	...	...	...	(0,31)	(0,67)
Observations	9 453	9 453	9 453	9 453	9 453	9 453
R au carré	0,0595	0,0599	0,0596	0,0595	0,0595	0,0601

... n'ayant pas lieu de figurer

* Significatif au niveau de 10 %.

Notes : Les deux sections du tableau présentent des modèles distincts pour les hommes et les femmes. Veuillez consulter le tableau 1 pour voir la liste complète des variables explicatives ne figurant pas dans ce tableau. Ces modèles sont identiques à ceux du tableau 1, sauf que la variable dépendante est une variable nominale équivalant à 1 si la personne avait un emploi cinq ans après avoir obtenu son diplôme. Les chiffres entre parenthèses sont des variables auxiliaires t absolues. Voir les autres remarques du tableau 1. Le R au carré de ces modèles comprend les effets fixes universitaires.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau 6 Corrélations et valeurs prédictives entre les effets fixes universitaires et diverses caractéristiques des universités

	Échantillons de régression		
Variables explicatives réelles	**Ensemble**	**Hommes**	**Femmes**
Rapport professeur-étudiant	-0,08; 0,6	-0,13; 0,4	-0,01; 0,95
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	0,19; 0,21	0,07; 0,66	0,20; 0,19
Taux d'inscription équivalent temps plein, pour 1 000	0,34; 0,02	0,19; 0,22	0,3; 0,05
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	0,29; 0,06	0,14; 0,35	0,33; 0,03
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	-0,08; 0,6	-0,13; 0,4	-0,02; 0,9
Mesures des notes du secondaire des étudiants de première année			
Notes moyennes du secondaire	0,11; 0,51	0,13; 0,43	0,07; 0,69
Proportion des étudiants de première année ayant obtenu des notes de 75 % ou plus au secondaire	0,14; 0,38	0,14; 0,37	0,11; 0,49
Classements de la revue Maclean's			
Universités à large vocation	-0,56; 0,12	-0,71; 0,03	-0,46; 0,21
Médecine	0,61; 0,05	0,33; 0,32	0,61; 0,05
Universités de premier cycle	0,17; 0,57	0,41; 0,14	-0,02; 0,96
Classement en fonction de la réputation	0,11; 0,61	0,07; 0,73	0,1; 0,64
Qualité des publications			
Classement selon les publications	0,23; 0,55	0,37; 0,32	0,11; 0,77

Notes : Chaque cellule montre la corrélation entre les effets fixes universitaires estimée à partir de l'échantillon supérieur de chaque colonne suivi d'un point virgule, puis la valeur prédictive d'un test au cours duquel il n'y avait pas d'association entre la caractéristique universitaire donnée et les effets fixes universitaires.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau A1 Moyennes, écarts-types, minimums et maximums des variables relatives à l'échantillon de régression des hommes

Variable	Obs.[1]	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Caractéristiques des universités					
Rapport professeur-étudiant	7 631	0,09	0,09	0,04	0,63
Rapport professeur titulaire-étudiant	7 631	0,03	0,02	0,00	0,16
Rapport professeur agrégé-étudiant	7 631	0,04	0,04	0,01	0,29
Rapport professeur adjoint-étudiant	7 631	0,02	0,03	0,01	0,18
Proportion des professeurs titulaires	7 631	0,34	0,09	0,09	0,54
Proportion des professeurs agrégés	7 631	0,37	0,07	0,23	0,57
Proportion des professeurs adjoints	7 631	0,21	0,06	0,12	0,47
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	7 631	70,31	7,03	47,44	82,32
Salaire médian des professeurs titulaires, pour 1 000	7 631	85,71	6,85	71,41	96,90
Salaire médian des professeurs agrégés, pour 1 000	7 631	67,92	4,73	54,51	77,14
Salaire médian des professeurs adjoints, pour 1 000	7 631	52,41	3,31	43,47	61,52
Étudiants de premier cycle à temps plein, pour 1 000	7 631	10,87	5,70	0,71	28,69
Étudiants de premier cycle à temps partiel, pour 1 000	7 631	4,56	3,15	0,04	19,00
Taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle (équivalent temps plein), pour 1 000	7 631	12,39	6,28	0,72	32,72
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	7 631	0,12	0,08	0,00	0,44
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	7 631	1,85	1,42	0,76	10,22
Notes moyennes du secondaire des étudiants de première année (en 1994)	7 187	79,94	3,12	72,00	87,00
Proportion des étudiants de première année ayant obtenu des moyennes d'au moins 75 % au secondaire	7 187	74,99	17,01	32,20	99,60
Caractéristiques des diplômés					
ln (revenu)	7 631	10,54	0,44	6,96	11,92
Âge (actuel)	7 631	30,37	5,42	17,75	101,83
Expérience de travail avant le diplôme (en mois)	7 631	25,22	43,23	0	480,00
Demeure à Terre-Neuve	7 631	0,06	0,24	0	1
Île-du-Prince-Édouard	7 631	0,02	0,13	0	1
Nouvelle-Écosse	7 631	0,05	0,23	0	1
Nouveau-Brunswick	7 631	0,05	0,21	0	1
Québec	7 631	0,12	0,32	0	1
Ontario	7 631	0,27	0,44	0	1
Manitoba	7 631	0,08	0,27	0	1
Saskatchewan	7 631	0,07	0,25	0	1
Alberta	7 631	0,17	0,38	0	1
Colombie-Britannique	7 631	0,11	0,31	0	1
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	7 631	0,003	0,06	0	1
Domaine d'études du baccalauréat					
Aucune spécialité	7 631	0,06	0,24	0	1
Éducation élémentaire et secondaire	7 631	0,09	0,29	0	1
Autres domaines d'études	7 631	0,05	0,21	0	1

Tableau A1 Moyennes, écarts-types, minimums et maximums des variables relatives à l'échantillon de régression des hommes (fin)

Variable	Obs.[1]	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Beaux-arts, lettres et sciences humaines	7 631	0,09	0,28	0	1
Commerce	7 631	0,14	0,35	0	1
Économie	7 631	0,04	0,19	0	1
Autres domaines des sciences sociales	7 631	0,11	0,31	0	1
Sciences agronomiques et sciences biologiques	7 631	0,08	0,27	0	1
Sciences vétérinaires	7 631	0,01	0,10	0	1
Génie	7 631	0,18	0,38	0	1
Autres domaines de la santé (non médical)	7 631	0,02	0,14	0	1
Informatique	7 631	0,06	0,24	0	1
Mathématiques et sciences physiques	7 631	0,07	0,26	0	1
Caractéristiques démographiques et situationnelles					
Parent seul	7 631	0,01	0,12	0	1
Parent marié	7 631	0,27	0,45	0	1
Marié sans enfant	7 631	0,29	0,45	0	1
Langue parlée et région					
Anglais, Québec	7 631	0,02	0,14	0	1
Français, extérieur du Québec	7 631	0,04	0,19	0	1
Autre langue, Québec	7 631	0,01	0,09	0	1
Autre langue, extérieur du Québec	7 631	0,08	0,28	0	1
Niveau de scolarité le plus élevé avant de commencer le baccalauréat					
Certaines études collégiales ou au CEGEP	7 631	0,08	0,28	0	1
Baccalauréat	7 631	0,12	0,32	0	1
Maîtrise	7 631	0,01	0,09	0	1
Doctorat	7 631	0,0001	0,01	0	1
Autres études postsecondaires	7 631	0,05	0,21	0	1
Niveau de scolarité des parents					
Père : études postsecondaires	7 631	0,38	0,49	0	1
Père : éducation manquante	7 631	0,04	0,19	0	1
Mère : études postsecondaires	7 631	0,34	0,47	0	1
Mère : éducation manquante	7 631	0,03	0,18	0	1
Année de fin d'études du travailleur					
Études terminées en 1986	7 631	0,44	0,50	0	1
Études terminées en 1990	7 631	0,27	0,44	0	1

1. Observations.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau A2 Moyennes, écarts-types, minimums et maximums des variables relatives à l'échantillon de régression des femmes

Variable	Obs.[1]	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Caractéristiques des universités					
Rapport professeur-étudiant	8 394	0,09	0,09	0,04	0,63
Rapport professeur titulaire-étudiant	8 394	0,03	0,02	0,00	0,16
Rapport professeur agrégé-étudiant	8 394	0,04	0,04	0,01	0,29
Rapport professeur adjoint-étudiant	8 394	0,02	0,03	0,01	0,18
Proportion des professeurs titulaires	8 394	0,33	0,10	0,09	0,54
Proportion des professeurs agrégés	8 394	0,37	0,07	0,23	0,57
Proportion des professeurs adjoints	8 394	0,22	0,06	0,12	0,47
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	8 394	69,49	7,46	47,44	82,32
Salaire médian des professeurs titulaires, pour 1 000	8 394	85,06	6,83	71,41	96,90
Salaire médian des professeurs agrégés, pour 1 000	8 394	67,43	4,82	54,51	77,14
Salaire médian des professeurs adjoints, pour 1 000	8 394	52,16	3,41	43,47	61,52
Étudiants de premier cycle à temps plein, pour 1 000	8 394	10,58	5,91	0,71	28,69
Étudiants de premier cycle à temps partiel, pour 1 000	8 394	4,57	3,32	0,04	19,00
Taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle (équivalent temps plein), pour 1 000	8 394	12,11	6,54	0,72	32,72
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	8 394	0,12	0,08	0,00	0,44
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	8 394	1,88	1,48	0,76	10,22
Notes moyennes du secondaire des étudiants de première année (en 1994)	7 872	79,95	3,08	72,00	87,00
Proportion des étudiants de première année ayant obtenu des moyennes d'au moins 75 % au secondaire	7 872	74,62	16,85	32,20	99,60
Caractéristiques des diplômés					
ln (revenu)	8 394	10,35	0,52	6,55	11,92
Âge (actuel)	8 394	31,68	7,35	17,75	101,83
Expérience de travail avant le diplôme (en mois)	8 394	33,01	55,64	0	994,00
Demeure à Terre-Neuve	8 394	0,07	0,26	0	1
Île-du-Prince-Édouard	8 394	0,02	0,14	0	1
Nouvelle-Écosse	8 394	0,06	0,24	0	1
Nouveau-Brunswick	8 394	0,05	0,22	0	1
Québec	8 394	0,12	0,33	0	1
Ontario	8 394	0,25	0,43	0	1
Manitoba	8 394	0,08	0,27	0	1
Saskatchewan	8 394	0,08	0,27	0	1
Alberta	8 394	0,16	0,36	0	1
Colombie-Britannique	8 394	0,11	0,31	0	1
Yukon et Territoires du Nord-Ouest	8 394	0,004	0,07	0	1
Domaine d'études du baccalauréat					
Aucune spécialité	8 394	0,06	0,24	0	1
Éducation élémentaire et secondaire	8 394	0,19	0,39	0	1
Autres domaines d'études	8 394	0,07	0,26	0	1

Tableau A2 Moyennes, écarts-types, minimums et maximums des variables relatives à l'échantillon de régression des femmes (fin)

Variable	Obs.[1]	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Beaux-arts et lettres et sciences humaines	8 394	0,13	0,33	0	1
Commerce	8 394	0,09	0,29	0	1
Économie	8 394	0,01	0,11	0	1
Autres domaines des sciences sociales	8 394	0,18	0,38	0	1
Sciences agronomiques et sciences biologiques	8 394	0,08	0,27	0	1
Sciences vétérinaires	8 394	0,01	0,09	0	1
Génie	8 394	0,02	0,14	0	1
Autres domaines de la santé (non médical)	8 394	0,11	0,31	0	1
Informatique	8 394	0,02	0,14	0	1
Mathématiques et sciences physiques	8 394	0,03	0,17	0	1
Caractéristiques démographiques et situationnelles					
Parent seul	8 394	0,03	0,18	0	1
Parent marié	8 394	0,26	0,44	0	1
Marié sans enfant	8 394	0,34	0,47	0	1
Langue parlée et région					
Anglais, Québec	8 394	0,02	0,14	0	1
Français, extérieur du Québec	8 394	0,05	0,22	0	1
Autre langue, Québec	8 394	0,01	0,08	0	1
Autre langue, extérieur du Québec	8 394	0,07	0,26	0	1
Niveau de scolarité le plus élevé avant de commencer le baccalauréat					
Certaines études collégiales ou au CEGEP	8 394	0,09	0,28	0	1
Baccalauréat	8 394	0,14	0,35	0	1
Maîtrise	8 394	0,01	0,10	0	1
Doctorat	8 394	0,0004	0,02	0	1
Autres études postsecondaires	8 394	0,06	0,24	0	1
Niveau de scolarité des parents					
Père : études postsecondaires	8 394	0,35	0,48	0	1
Père : éducation manquante	8 394	0,05	0,22	0	1
Mère : études postsecondaires	8 394	0,36	0,48	0	1
Mère : éducation manquante	8 394	0,04	0,19	0	1
Année de fin d'études du travailleur					
Études terminées en 1986	8 394	0,45	0,50	0	1
Études terminées en 1990	8 394	0,28	0,45	0	1

1. Observations.

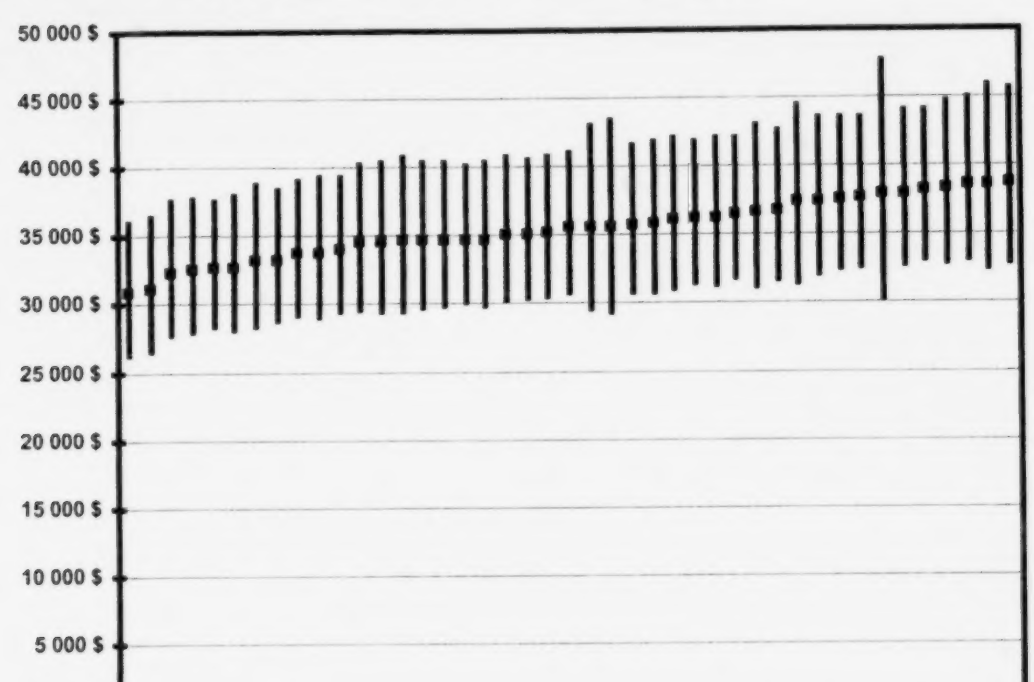
Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Tableau A3 Écarts-types des caractéristiques universitaires clés globales, au sein des universités et entre celles-ci en fonction des sous-échantillons de régression pour les hommes et les femmes

Variable		Hommes	Femmes
Rapport professeur-étudiant	Ensemble	0,09	0,09
	Entre	0,07	0,07
	Au sein	0,04	0,04
Salaire médian des professeurs, pour 1 000	Ensemble	7,03	7,46
	Entre	6,72	6,76
	Au sein	1,94	1,88
Taux d'inscription aux programmes universitaires de premier cycle (équivalent temps plein), pour 1 000	Ensemble	6,28	6,54
	Entre	7,05	7,07
	Au sein	1,27	1,27
Proportion d'étudiants des cycles supérieurs	Ensemble	0,08	0,08
	Entre	0,08	0,08
	Au sein	0,04	0,04
Droits et frais de scolarité totaux en arts, pour 1 000	Ensemble	1,42	1,48
	Entre	1,05	1,04
	Au sein	0,74	0,77

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Figure 1 Revenu prévu pour la personne moyenne après l'obtention d'un diplôme dans chaque université de l'échantillon, intervalles de confiance de 95 %



Notes : Le revenu prévu pour la personne moyenne après l'obtention d'un diplôme dans chaque université de l'échantillon a été obtenu en estimant le modèle du tableau 1 à la fois pour les hommes et les femmes, la seule variable universitaire étant la variable nominale universitaire. En plus, une variable nominale pour le sexe a été ajoutée. Les revenus ont été prévus en utilisant le produit interne de la moyenne de l'échantillon de toutes les variables explicatives, à l'exception des variables nominales universitaires et des coefficients correspondants, puis en ajoutant un à la fois les coefficients aux variables nominales universitaires. La figure montre les revenus prévus de même que l'intervalle de confiance de 95 %, en dollars de 1995.

Source : Statistique Canada, Enquête nationale auprès des diplômés de 1982, 1986, 1990.

Bibliographie

Bedard, Kelly. 2003. « School Quality and the Distribution of Male Earnings in Canada ». *Economics of Education Review*. 22, 4 : 395–407.

Behrman, Jere, Mark Rosenzweig et Paul Taubman. 1996. « College Choice and Wages: Estimates Using Data on Female Twins ». *The Review of Economics and Statistics*. 78, 4 : 672–685.

Berg Dale, Stacy et Alan Krueger. 2002. « Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables ». *The Quarterly Journal of Economics*. 117, 4 : 1491–1528.

Black, Dan et Jeffrey Smith. 2004. « How Robust Is the Evidence on the Effects of College Quality? Evidence from Matching ». *Journal of Econometrics*. 121, 1-2: 99–124.

Brewer, Dominic, Eric Eide et Ronald Ehrenberg. 1999. « Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-Cohort Evidence on the Effects of College Type on Earnings ». *The Journal of Human Resources*. 34, 1 : 104–123.

Chant, John et William Gibson. 2002. « Quantity or Quality? Research at Canadian Universities ». Dans *Renovating the Ivory Tower: Canadian Universities and the Knowledge Economy*. David Laidler (rév.). Étude de politiques n° 37. Toronto : Institut C.D. Howe. 125–168.

Daniel, Kermit, Dan A. Black et Jeffrey Smith. 1997. « College Quality and the Wages of Young Men ».University of Western Ontario. Département de science économique. Document de travail n° 9707. University of Western Ontario.

Datcher Loury, Linda et David Garman. 1995. « College Selectivity and Earnings ». *Journal of Labor Economics*. 13, 2 : 289–308.

Finnie, Ross. 2002. « A Matter of Discipline: Early Career Outcomes of Recent Canadian University Graduates ». Dans *Renovating the Ivory Tower: Canadian Universities and the Knowledge Economy*. David Laidler (rév.). Étude de politiques n° 37. Toronto : Institut C.D. Howe. 169–214.

Finnie, Ross. 2005. « Access and Capacity in the Canadian Post-Secondary Education System: A Policy Discussion Framework ». Dans *Preparing for Post-Secondary Education: New Roles for Governments and Families*. Paul Anisef et Robert Sweet (rév.). Montréal et Kingston: McGill-Queen's University Press. 17–54.

Fox, Marc. 1993. « Is It a Good Investment to Attend an Elite Private College? » *Economics of Education Review*. 12, 2 : 137–151.

Frenette, Marc. 2007. *Est-ce que les universités profitent à la population locale de jeunes? Résultats provenant de la fréquentation des universités et des collèges, et des gains des diplômés suivant la création d'une nouvelle université*. Direction des études analytiques, documents de recherche. Ottawa: Statistique Canada. À paraître.

Grogger, Jeff et Eric Eide. 1995. « Changes in College Skills and the Rise in the College Wage Premium ». *Journal of Human Resources*. 30, 2 : 280–310.

James, Estelle, Nabeel Alsalam, Joseph C. Conaty et Duc-Le To. 1989. « College Quality and Future Earnings: Where Should You Send Your Child to College? » *American Economic Review*. 79, 2 : 247–252.

Monks, James. 2000. « The Returns to Individual and College Characteristics: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth ». *Economics of Education Review*. 19, 3 : 279–289.

Morgan, James N. et Greg J. Duncan. 1979. « College Quality and Earnings ». Dans *Research in Human Capital and Development*. 1 : 103–121.

Rumberger, Russell W. et Scott L. Thomas. 1993. « The Economic Returns to College Major, Quality and Performance: A Multilevel Analysis of Recent Graduates ». *Economics of Education Review*. 12, 1 : 1–19.

Statistique Canada. Diverses années. *Traitements et échelles de traitement du personnel enseignant à temps plein dans les universités canadiennes*. N° 81-595-MIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. Diverses années. *Frais de scolarité et de subsistance des étudiants inscrits à plein temps dans les universités canadiennes*. N° 81C0049 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. Diverses années. *Universités : inscriptions et grades décernés*. N° 81-204-XPB au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N^O 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* ***par Lars Osberg (Avril 1986)***

N^O 2 *Chômage et formation* ***par Garnett Picot (1987)***

N^O 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* ***par Michael C. Wolfson (Août 1987)***

N^O 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence par* ***Garnett Picot (Hiver 1986)***

N^O 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)***

N^O 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* ***par Michael C. Wolfson (Mars 1990)***

N^O 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* ***par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)***

N^O 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* ***par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)***

N^O 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* ***par John Myles (Automne 1987)***

N^O 10 *La montée des conglomérats* ***par Jorge Niosi (1987)***

N^O 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* ***par K.E. Hamilton (1988)***

N^O 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* ***par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)***

N^O 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* ***par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)***

N^O 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* ***par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)***

N^O 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* ***par Réjean Lachapelle (1988)***

N^O 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* ***par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)***

N^O 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* ***par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)***

N^O 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* ***par Ray D. Bollman (Septembre 1988)***

N^O 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* ***par Geoff Rowe (Juillet 1988)***

N^O 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* ***par John S. Crysdale (Janvier 1989)***

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* ***par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)***

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- *A. Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- *B. Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- *C. Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- *D. Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- *E. Les fusions et le processus concurrentiel*
- *F. n/a*
- *G. Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- *H. Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N^O 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N^O 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N^O 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N^O 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N^O 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N^O 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N^O 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N^O 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N^O 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N^O 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N^O 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N^O 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N^O 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N^O 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N^O 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N^O 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N^O 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N^O 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N^O 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N^O 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N^O 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* ***par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)***

N^O 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* ***par John S. Crysdale (1993)***

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* ***par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)***

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)***

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* ***par M. Corak (Janvier 1994)***

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* ***par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)***

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* ***parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)***

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* ***par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)***

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* ***par Michael C. Wolfson (Mai 1995)***

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* ***par Michael C. Wolfson (Juin 1995)***

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* ***par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)***

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* ***par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)***

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)***

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)***

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)***

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* ***par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)***

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* ***par John R. Baldwin (Février 1995)***

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* ***par Lars Osberg (Avril 1995)***

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)***

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* ***par Frank Jones (Juin 1995)***

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* ***par René Morissette (Juillet 1995)***

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* ***par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)***

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* ***par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)***

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)***

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)***

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)***

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)***

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (Novembre 1995)***

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* ***par John R. Baldwin (Octobre 1996)***

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)***

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)***

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* ***par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)***

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)***

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* ***par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)***

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* ***par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)***

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* ***par Andrew Heisz (Novembre 1996)***

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)***

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* ***par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)***

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)***

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 *Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?,* **par Garnett Picot (Juillet 1998)**

N° 117 *Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)**

N°118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N°119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N°120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N°121 *Un portrait des entrées et des sorties* ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N°122 *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle* ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N°123 *L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises* ***(John Baldwin)***

N°124 *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis* ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N°125 *L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations* ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N°126 *Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N°127 *Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques* ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N°128 *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises* ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N°129 *Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990* ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N°130 *Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux* ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N°131 *L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés* ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N°132 *Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce?* ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N°133 *L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada* ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N°134 *Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N°135 *Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents* ***par Miles Corak (Juin 9 1999)***

N°136 *Annuler*

N°137 *Innovation, formation et réussite* ***par John Baldwin (Octobre 1999)***

N°138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada ***par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)***

N°139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada ***par Aileen J. Thompson (avril 2000)***

N°140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? ***par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)***

N°141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

N°142 *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel,* ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N°143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N°144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N°145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N°146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N°147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N°148 Le marché du travail des années 1990 ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N°149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N°151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N°152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N°153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N°154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N°155 Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990 ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N°156 Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens, ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N°157 L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada, ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N°158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N°159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N°160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N°161 Annulé

N°162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N°163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N°164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N°165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N°166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N°167 Annulé

N°168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N°169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N°171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N°172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N°173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N°175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N°176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N°177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N°179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N°180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N°181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N°182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N°183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N°184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N°185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N° 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N° 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 196 *Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens,* ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N° 197 *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada,* ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N° 198 *La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada,* ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N° 199 *Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada,* ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N° 200 *Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique,* ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

N°201 *Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?,* ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

N° 202 *Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources,* ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

N° 203 *Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail* ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

N° 204 *Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants,* ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

N° 205 *L'évolution des obstacles aux échanges et les entreprises canadiennes : survie et disparition après l'Accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis,* ***par Jen Baggs (28 avril 2004)***

N° 206 *Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto,* ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

N° 207 *Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi,* ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

N° 208 *Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles?* ***par Chetan Dave (17 décembre 2004)***

N° 209 *Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis,* ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

N° 210 *Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires,* ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

N° 211-214 -- Annulé

N° 215 *Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies,* ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***

N° 216 *Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue,* ***Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)***

N° 217 *Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires,* ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)***

N° 218 *Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada?* ***René Morissette (25 mars 2004)***

N° 219 *Croissance de l'inégalité du revenu pendant la reprise économique des années 1990 : Exploration de trois sources de données,* ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (9 juillet 2004)***

N° 219 REVISÉ : Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (16 décembre 2004)***

N° 220 Déterminants de la réussite ou de l'échec des établissements canadiens sur les marchés étrangers, selon une analyse de survie, ***Jean Bosco Sabuhoro et Yvan Gervais (5 mai 2004)***

N° 221 Immigration récente et formation de quartiers de minorités visibles dans les grandes villes canadiennes, ***Feng Hou (2 juillet 2004)***

N° 222 Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles, ***Garnett Picot, (15 juillet 2004)***

N° 223 Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite, ***Grant Schellenberg, (29 juin 2004)***

N° 224 Utilisation du transport en commun chez les immigrants, ***Andrew Heisz, Grant Schellenberg (13 mai 2004)***

N° 225 Explication de la détérioration des gains au niveau d'entrée des cohortes d'immigrants au Canada : 1966-2000 ***par Abdurrahman Aydemir et Mikal Skuterud (17 mai 2004)***

N° 226 Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990? ***par Ross Finnie, Christine Laporte et Eric Lascelles (18 août 2004)***

N° 227 Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada, ***par Charles M. Beach et Ross Finnie (20 août 2004)***

N° 228 Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué, ***par Feng Hou et John Myles (27 septembre 2004)***

N° 229 Mouvements d'entrée et de sortie de la population dans les villes du Canada qui servent de portes d'entrée aux immigrants : étude comparative de Toronto, Montréal et Vancouver, ***par Ross Finnie et Larry S Bourne (13 septembre 2004)***

N° 230 Gains des couples très scolarisés et peu scolarisés, 1980-2000, ***par René Morissette et Anick Johnson (13 octobre 2004)***

N° 231 La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques, ***Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (octobre 2004)***

N° 232 Tendances des salaires relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir, ***par René Morissette, Yuri Ostrovsky et Garnett Picot (29 septembre 2004)***

N° 233 Domaines d'études postsecondaires et résultats sur le marché du travail canadien des immigrants et des non-immigrants, ***par Arthur Sweetman et Stephan McBride (28 octobre 2004)***

N° 234 Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien, ***par Arthur Sweetman (15 décembre 2004)***

N° 235 L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes, ***par Ross Finnie et Ted Wannell (30 novembre 2004)***

N° 236 Importance des signaux de compétence pour l'obtention d'un emploi et de l'avancement, ***par Andrew Heisz et Philip Oreopoulos (5 janvier 2006)***

N° 237 Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires, ***par Ross Finnie, Eric Lascelles et Arthur Sweetman (18 janvier 2005)***

N° 238 *Diminution de l'avantage des immigrants en matière de propriété : analyse de cycle de vie de la baisse de fortunes et de l'évolution de l'accession à la propriété chez les immigrants de Montréal, Toronto et Vancouver, 1981-2001* **par Michael Haan (3 février 2005)**

N° 239 *Les bons emplois disparaissent-ils au Canada ?* **par René Morissette et Anick Johnson (26 janvier 2005)**

N° 240 *L'inégalité du revenu et le faible revenu au Canada : une perspective internationale,* **par Garnett Picot et John Myles (10 février 2005)**

N° 241 *Quartiers ethniques et croissance des gains des immigrants de sexe masculin de 1981 à 1996,* **par Casey Warman (25 février 2005)**

N° 242 *Faire la transition : les répercussions du passage de l'école primaire à l'école secondaire sur le rendement scolaire et l'adaptation psychologique des adolescents,* **par Garth Lipps (1 mars 2005)**

N° 243 *Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990?* **par Marie Drolet (15 février 2005)**

N° 244 *L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États Unis?* **par Marc Frenette (15 mars 2005)**

N° 245 *Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* **par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005)**

N° 246 **Sommaire de :** *Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* **par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005) – Internet seulement**

N°247 *Effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants* **par Nina Ahmed (15 avril 2005)**

N° 248 *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* **par René Morissette et Garnett Picot (25 avril 2005)**

N° 249 **Sommaire de :** *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* **par René Morissette et Garnett Picot (25 avril, 2005) – Internet seulement**

N° 250 *Comment expliquer l'augmentation de la recherche d'emploi en cours d'emploi,* **par Mikal Skuterud (29 avril 2005)**

N° 251 *Législation canadienne de l'école obligatoire et incidence sur les années de scolarité et le futur revenu du travail,* **par Philip Oreopoulos (19 mai, 2005)**

N° 252 *Les immigrants achètent-ils pour s'intégrer? : Le rôle du regroupement ethnique dans la propension à devenir propriétaire chez douze groupes d'immigrants à Toronto, 1996 à 2001,* **par Michael Haan (26 mai, 2005)**

N° 253 **Sommaire de :** *Les immigrants achètent-ils pour s'intégrer? : Le rôle du regroupement ethnique dans la propension à devenir propriétaire chez douze groupes d'immigrants à Toronto, 1996 à 2001,* **par Michael Haan (26 mai, 2005) – Internet seulement**

N° 254 *Destinations initiales et redistribution des principaux groupes d'immigrants au Canada : changements au cours des deux dernières décennies,* **par Feng Hou (29 juin 2005)**

N° 255 **Sommaire de :** *Destinations initiales et redistribution des principaux groupes d'immigrants au Canada : changements au cours des deux dernières décennies,* **par Feng Hou (29 juin 2005) – Internet seulement**

N° 256 *Libéralisation des échanges, rentabilité et levier financier,* **par Jen Baggs et James A.Brander (22 juin 2005)**

N° 257 ***Sommaire de :*** *Libéralisation des échanges, rentabilité et levier financier,* ***par Jen Baggs et James A.Brander (22 juin, 2005) – Internet seulement***

N° 258 *Réductions tarifaires et emploi dans le secteur de la fabrication au Canada, 1988 à 1994,* ***par Sébastien LaRochelle-Côté (22 juin 2005)***

N° 259 ***Sommaire de :*** *Réductions tarifaires et emploi dans le secteur de la fabrication au Canada, 1988 à 1994,* ***par Sébastien LaRochelle-Côté (22 juin, 2005) – Internet seulement***

N° 260 *Entreprises, industries et assurance-chômage : une analyse des données sur les employeurs et les employés recueillies au Canada,* ***par Miles Corak and Wen-Hao Chen (30 juin 2005)***

N° 261 *En famille : modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant,* ***par Peter Burton, Shelley Phipps and Lori Curtis (2 août 2005)***

N° 262 *Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles : Mise à jour 2005,* ***par Garnett Picot et Arthur Sweetman (27 juin 2005) – révision de l'étude n°. 222 relâchée en juillet 2004***

N° 263 *L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels* ***par Marc Frenette (27 septembre 2005)***

N° 264 ***Sommaire de*** *: L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels* ***par Marc Frenette (27 septembre 2005) – Internet seulement***

N° 265 *L'instabilitié des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (2 novembre 2005)***

N° 266 ***Sommaire de*** *: L'instabilitié des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (2 novembre 2005) – Internet seulement***

N° 267 *Mobilité intergénérationnelle des gains chez les enfants des immigrants au Canada* ***par Abdurraham Aydemir, Wen-Hao Chen et Miles Corak (25 octobre 2005)***

N° 268 *L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada,* ***par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray (7 février 2006)***

N° 269 ***Sommaire de*** *: L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada,* ***par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray (7 février 2006) – Internet seulement***

N° 270 *Différences entre les distributions du rendement scolaire au secondaire : le rôle de la taille de la classe et du temps d'enseignement,* ***par Miles Corak et Darren Lauzon (22 novembre 2005)***

N° 271 *Règles relatives à la retraite obligatoire et décisions de retraite des professeurs d'université au Canada,* ***par Christopher Worswick (05 décembre 2005)***

N° 272 *Amour et argent : mobilité intergénérationnelle et appariement conjugal d'après le revenu des parents,* ***par Jo Blanden (08 décembre 2005)***

No 273 *Retour et reprise de migration chez les hommes en âge de travailler,* ***par Abdurrahman Aydemir et Chris Robinson (1 mars 2006)***

N° 274 *Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement,* ***par Marc Frenette, David Green et Kevin Milligan (27 février 2006).***

N° 275 *Importance de la littératie fonctionnelle : Compétences en lecture et en mathématiques et résultats sur le marché du travail des décrocheurs du secondair,* ***par Ross Finnie et Ronald Meng (27 mars 2006)***

N° 276 *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada,* ***par Xuelin Zhang et Boris Palameta (24 mars 2006)***

N° 277 ***Sommaire de :*** *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada,* ***par Xuelin Zhang et Boris Palameta (24 mars 2006) – Internet seulement***

N° 278 *Instabilité des heures de travail au Canada,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (29 mars 2006)***

N° 279 ***Sommaire de :*** *Instabilité des heures de travail au Canada,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (29 mars 2006) – Internet seulement***

N° 280 *Effets incitatifs associés à l'aide sociale : approche de discontinuité de la régression,* ***par Thomas Lemieux et Kevin Milligan (14 juin 2006)***

N° 281 *Le revenu et les résultats des enfants,* ***par Shelley Phipps et Lynn Lethbridge (11 mai 2006)***

N° 282 *Pourquoi l'emploi et les gains ont-ils augmenté chez les mères seules durant les années 1980 et 1990?* ***par John Myles, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers (07 juin 2006)***

No 283 *Est-ce que les universités profitent à la population locale de jeunes? Résultats provenant de la fréquentation des universités et des collèges, et des gains des diplômés suivant la création d'une nouvelle université,* ***par Marc Frenette (25 janvier 2007)***

N° 284 *Ensembles de données nationales : Sources d'information sur la garde des enfants au Canada,* ***par Dafna E. Kohen, Barry Forer et Clyde Hertzman (19 juin 2006)***

N° 285 *À venir*

N° 286 *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (26 septembre 2006)***

N° 287 *Concurrence sur le marché des produits et coûts de délégation,* ***par Jen Baggs et Jean-Etienne de Bettignies (4 décembre 2006)***

N° 288 *Mobilité internationale : données sur les taux de sortie et de retour des Canadiens, 1982 à 2003,* ***par Ross Finnie (17 novembre 2006)***

N° 289 *Mobilité internationale : analyse longitudinale des effets sur les gains individuels,* ***par Ross Finnie (18 janvier 2007)***

N° 290 *À venir*

N° 291 *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs,* ***par René Morissette; Xuelin Zhang and Marc Frenette (16 janvier 2007)***

N° 292 *L'incidence des caractéristiques d'une université sur les résultats professionnels après le diplôme : témoignages de trois cohortes canadiennes récemment diplômées,* ***par Julian betts, Christoper Ferrall et Ross Finnie (26 février 2007)***

N° 293 *Comprendre les différences régionales dans les heures de travail,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (22 janvier 2007)***

N° 294 *Le faible revenu chronique et la dynamique du faible revenu chez les nouveaux immigrants,* ***par Garnett Picot, Feng Hou et Simon Coulombe (30 janvier 2007)***

N° 295 *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières,* ***par Marc Frenette (8 février 2007)***

N° 296 *Différences entre les sexes relativement aux départs volontaires et à l'absentéisme au Canada,* ***par Xuelin Zhang (23 février 2007)***